

# Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas

## **Volume 2**

## **Governo Federal**

### **Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão**

**Ministro** – Paulo Bernardo Silva

**Secretário-Executivo** – João Bernardo de Azevedo Bringel

## **ipea** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e de programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

### **Presidente**

Luiz Henrique Proença Soares

### **Diretoria**

Anna Maria T. Medeiros Peliano

Cinara Maria Fonseca de Lima

João Alberto De Negri

José Aroudo Mota (substituto)

Paulo Mansur Levy

Renato Lóes Moreira (substituto)

### **Chefe de Gabinete**

Persio Marco Antonio Davison

### **Assessor-Chefe de Comunicação**

Murilo Lôbo

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

# Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas

## Volume 2

**ipea**

Brasília, 2007

### **ORGANIZADORES**

Fernando Gaiger Silveira  
Luciana Mendes Santos Servo  
Tatiane Menezes  
Sérgio Francisco Piola

### **AUTORES**

Alexandre Nunes de Almeida  
Alexandre Bragança Coelho  
Alexandre de Ávila Gomide  
Ana Carolina Maia  
Ana Lúcia Kassouf  
André Luis Souza  
Beatriz Freire Bertasso  
Bernardo P. Campolina Diniz  
Carlos R. Azzoni  
Danilo Rolim Dias de Aguiar  
Denisard Alves  
Fábio Monteiro Vaz  
Fernanda Bezerra  
Fernando Gaiger Silveira  
Frederico Barbosa da Silva  
Guilherme R. C. Moreira  
Herton Ellery Araújo  
Javier Cortés  
Jorge Abrahão de Castro  
Karina Casellas  
Luana Simões Pinheiro  
Luciana Mendes Santos Servo  
Luís Carlos G. de Magalhães  
Madalena Maria Schlindwein  
Marcos Eirado  
Matheus Stivali  
Miriam Berges  
Mônica Viegas Andrade  
Natália de Oliveira Fontoura  
Oscar Melo  
Rodolfo Hoffmann  
Rogério Eivaldo Freitas  
Sérgio Francisco Piola  
Tatiane Menezes

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2007

---

Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas  
/ organizadores: Fernando Gaiger Silveira *et al.*

– Brasília: Ipea, 2007.

v.2, 552 p.: gráfs., tabs.

ISBN: 10: 85-86170-85-2

13: 978-85-86170-85-0

1. Orçamento Familiar 2. Gastos Familiares 3. Gastos com Saúde  
4. Consumo Doméstico 5. Brasil. I. Menezes, Tatiane. II. Piola, Sérgio  
Francisco. III. Servo, Luciana Mendes Santos. IV. Silveira, Fernando Gaiger.  
V. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 339.470981

---

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira  
responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto  
de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou o do Ministério do  
Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que  
citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

## SUMÁRIO

**LISTA DE AUTORES 7**

**NOTA DOS ORGANIZADORES 11**

**PREFÁCIO 13**

CAPÍTULO 1

**AS PESQUISAS DE ORÇAMENTOS FAMILIARES NO BRASIL 17**

Bernardo P. Campolina Diniz, Fernando Gaiger Silveira, Beatriz Freire Bertasso, Luiz Carlos G. de Magalhães e Luciana Mendes Santos Servo

**PARTE 1**

**COMPOSIÇÃO DOS GASTOS DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS**

CAPÍTULO 2

**GASTOS DAS FAMÍLIAS COM EDUCAÇÃO 77**

Jorge Abrahão de Castro e Fábio Monteiro Vaz

CAPÍTULO 3

**O CONSUMO CULTURAL DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS 105**

Frederico Barbosa da Silva, Herton Ellery Araújo e André Luis Souza

CAPÍTULO 4

**GASTO DAS FAMÍLIAS COM SAÚDE NO BRASIL:  
EVOLUÇÃO E DEBATE SOBRE GASTO CATASTRÓFICO 143**

Bernardo P. Campolina Diniz, Luciana Mendes Santos Servo, Sérgio Francisco Piola e Marcos Eirado

CAPÍTULO 5

**PADRÕES DE GASTO DAS FAMÍLIAS COM TRANSPORTES  
URBANOS NO BRASIL METROPOLITANO – 1987-2003 167**

Matheus Stivali e Alexandre de Ávila Gomide

CAPÍTULO 6

**PERFIL DAS DESPESAS E DOS RENDIMENTOS DAS  
FAMÍLIAS BRASILEIRAS SOB A PERSPECTIVA DE GÊNERO 201**

Luana Simões Pinheiro e Natália de Oliveira Fontoura

**PARTE 2**

**ESTUDOS DE DEMANDA**

CAPÍTULO 7

**FAMÍLIAS COM IDOSOS NAS ÁREAS URBANA E RURAL:  
ANÁLISE DO DISPÊNDIO A PARTIR DA PESQUISA  
DE ORÇAMENTOS FAMILIARES DE 2002-2003 251**

Alexandre Nunes de Almeida e Rogério Edivaldo Freitas

CAPÍTULO 8

**DEMANDA POR PLANOS DE SAÚDE NO BRASIL 279**

Mônica Viegas Andrade e Ana Carolina Maia

CAPÍTULO 9

**DIFERENÇAS EM GASTOS COM ALUGUEL ENTRE ESTADOS,  
TIPOS DE ÁREA E NÍVEIS DE RENDA FAMILIAR NO BRASIL 329**

Tatiane Menezes, Carlos R. Azzoni e Guilherme R. C. Moreira

CAPÍTULO 10

**AQUISIÇÃO E DESPESA COM BENS DURÁVEIS  
SEGUNDO AS POFS DE 1995-1996 E 2002-2003 347**

Beatriz Freire Bertasso

**PARTE 3**

**CONSUMO E DEMANDA POR ALIMENTOS**

CAPÍTULO 11

**ESTIMAÇÃO DO SISTEMA DE DEMANDA CENSURADA  
PARA O BRASIL: UTILIZANDO DADOS DE PSEUDOPAINEL 395**

Denisard Alves, Tatiane Menezes e Fernanda Bezerra

CAPÍTULO 12

**MUDANÇAS NO PADRÃO DE CONSUMO DE  
ALIMENTOS TEMPO-INTENSIVOS E DE ALIMENTOS  
POUPADORES DE TEMPO, POR REGIÃO DO BRASIL 423**

Madalena Maria Schlindwein e Ana Lúcia Kassouf

CAPÍTULO 13

**ELASTICIDADES-RENDA DAS DESPESAS E DO  
CONSUMO DE ALIMENTOS NO BRASIL EM 2002-2003 463**

Rodolfo Hoffmann

CAPÍTULO 14

**O MODELO QUADRATIC ALMOST IDEAL DEMAND  
SYSTEM (QUAIDS): UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL 485**

Alexandre Bragança Coelho e Danilo Rolim Dias de Aguiar

CAPÍTULO 15

**LA DEMANDA DE ALIMENTOS EN CHILE 515**

Oscar Melo e Javier Cortés

CAPÍTULO 16

**ESTIMACIÓN DE UN SISTEMA DE DEMANDA DE ALIMENTOS:  
UN ANÁLISIS APLICADO A HOGARES POBRES Y NO POBRES 529**

Miriam Berges e Karina Casellas

## **Organizadores**

**Fernando Gaiger Silveira**  
**Luciana Mendes Santos Servo**  
**Tatiane Menezes**  
**Sérgio Francisco Piola**

## **Autores**

### **Alexandre Nunes de Almeida**

Pesquisador do Cepea/Esalq/USP e doutorando em Economia Agrícola pela University of Connecticut.  
*alexandre.dealmeida@huskymail.uconn.edu*

### **Alexandre Bragança Coelho**

Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV).  
*acoelho@ufv.br*

### **Alexandre de Ávila Gomide**

Economista e técnico do Ipea. Foi diretor de Regulação e Gestão da Secretaria de Transportes Urbanos do Ministério das Cidades e diretor de Cooperação e Desenvolvimento do Ipea. Atualmente, é doutorando em Administração Pública e Governo na FGV-SP.  
*alexandre.gomide@ipea.gov.br*

### **Ana Carolina Maia**

Doutoranda em Economia pelo Cedeplar/UFMG.  
*anacmaia@cedeplar.ufmg.br*

### **Ana Lúcia Kassouf**

Mestre em Economia Aplicada pela Esalq/USP (1988), doutora em Applied Economics pela University of Minnesota (1993) e pós-doutora pela London School of Economics (1999). Atualmente é professora titular do Departamento de Economia da Esalq/USP.  
*alkassou@esalq.usp.br*

### **André Luis Souza**

Consultor em Estatística da Diretoria de Estudos Sociais (Disoc) do Ipea.  
*andreluis.souza@ipea.gov.br*

### **Beatriz Freire Bertasso**

Professora da Facamp.  
*bfbertas@uol.com.br*

### **Bernardo P. Campolina Diniz**

Economista, doutor em Geografia pela USP e pesquisador da Fipe.  
*bpcdiniz@usp.br*

### **Carlos R. Azzoni**

Professor titular de Economia e diretor da FEA/USP.  
*cazzoni@usp.br*

### **Danilo Rolim Dias de Aguiar**

Doutor em Economia Agrária pela USP e pós-doutor em Mercados Agroindustriais na Purdue University. Foi international visiting scholar na University of California-Davis. É professor da Universidade Federal de São Carlos – Campus de Sorocaba (SP).  
*danilo@power.ufscar.br*

**Denisard Alves**

Professor do Departamento de Economia da FEA/USP. Visiting professor do Economics and Business Department, Colorado College.

*dcoalves@usp.br*

**Fábio Monteiro Vaz**

Doutorando em Economia pela UnB e técnico da Diretoria de Estudos Sociais (Disoc) do Ipea.

*fabio.vaz@ipea.gov.br*

**Fernanda Bezerra**

Doutoranda em Economia pela UFPE.

*ferpompeia@yahoo.com.br*

**Fernando Gaiger Silveira**

Técnico da Diretoria de Estudos Setoriais (Diset) do Ipea.

*gaiger@ipea.gov.br*

**Frederico Barbosa da Silva**

Técnico da Diretoria de Estudos Sociais (Disoc) do Ipea.

*frederico.barbosa@ipea.gov.br*

**Guilherme R. C. Moreira**

Economista, mestre em Economia Aplicada pela USP, professor do Centro Universitário Padre Anchieta e pesquisador da Fipe.

*grcmoreira@uol.com.br*

**Herton Ellery Araújo**

Técnico da Diretoria de Estudos Sociais (Disoc) do Ipea.

*herton.araujo@ipea.gov.br*

**Javier Cortés**

Mestre em Economia Agrária da Pontificia Universidad Católica de Chile.

*jcortes@uc.cl*

**Jorge Abrahão de Castro**

Doutor em Economia pela Unicamp. Coordenador de Pesquisa da Diretoria de Estudos Sociais (Disoc) do Ipea. Professor associado do Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais da UnB.

*jorge.abrahao@ipea.gov.br*

**Karina Casellas**

Chefe de trabalhos práticos e pesquisadora da Universidad Nacional de Mar del Plata.

Candidata a mestre em Estudos Sociais Agrários pela FLACSO, Buenos Aires.

*kcasella@mdp.edu.ar*

**Luana Simões Pinheiro**

Técnica da Diretoria de Estudos Sociais (Disoc) do Ipea.

*luana.pinheiro@ipea.gov.br*

**Luciana Mendes Santos Servo**

Técnica da Diretoria de Estudos Sociais (Disoc) do Ipea.

*luciana.servo@ipea.gov.br*

**Luís Carlos G. de Magalhães**

Mestre e doutor em Economia, técnico do Ipea, cedido à Câmara dos Deputados.

*luiz.magalhaes@camara.gov.br*



**Madalena Maria Schlindwein**

Doutora em Economia Aplicada pela Esalq/USP. Professora do Departamento de Economia da Unioeste – Campus de Francisco Beltrão.

*madalena\_wein@hotmail.com*

**Marcos Eirado**

Estatístico, assistente de pesquisa bolsista da Anpec.

*marcos.eirado@ipea.gov.br*

**Matheus Stivali**

Economista pela Unicamp, mestrando em Economia pela UnB e técnico da Diretoria de Estudos Sociais (Disoc) do Ipea.

*matheus.stivali@ipea.gov.br*

**Miriam Berges**

Professora adjunta e pesquisadora da Universidad Nacional de Mar del Plata. Candidata a doutora em Economia pela Universidad Nacional de La Plata, Argentina.

*miriam@cybertech.com.ar*

**Mônica Viegas Andrade**

Doutora em Economia pela EPGE/FGV. Professora adjunta do Departamento de Ciências Econômicas da UFMG. Professora do Cedeplar/UFMG.

*mviegas@cedeplar.ufmg.br*

**Natália de Oliveira Fontoura**

Especialista em Políticas Públicas e Gestão Governamental em exercício na Diretoria de Estudos Sociais (Disoc) do Ipea.

*natalia.fontoura@ipea.gov.br*

**Oscar Melo**

Professor do Departamento de Economía Agraria, Pontificia Universidad Católica de Chile.

*omelo@uc.cl*

**Rodolfo Hoffmann**

Professor do Instituto de Economia da Unicamp e professor titular aposentado da Esalq/USP.

*rhoffman@esalq.usp.br*

**Rogério Edivaldo Freitas**

Doutor em Economia Aplicada (Esalq/USP) e técnico da Diretoria de Estudos Setoriais (Diset) do Ipea.

*rogerio.freitas@ipea.gov.br*

**Sérgio Francisco Piola**

Médico sanitarista. Técnico da Diretoria de Estudos Sociais (Disoc) do Ipea.

*sergio.piola@ipea.gov.br*

**Tatiane Menezes**

Professora do Departamento de Economia e da pós-graduação em Economia da UFPE.

*tatianedemenezes@pesquisador.cnpq.br*



## NOTA DOS ORGANIZADORES

É muito gratificante que tenhamos reunido 41 colegas na realização destes dois volumes sobre o gasto e o consumo das famílias, seja pela disponibilização de estudos já finalizados, seja pela realização de artigos inéditos. A satisfação se torna ainda maior por termos nesse grupo técnicos de todas as diretorias do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), estudantes e professores de centros de pesquisa de várias partes do país e pesquisadores da Argentina e do Chile. Os pareceres dos artigos inéditos, publicados no presente volume, foram feitos por componentes do grupo de autores, contando-se, também, com o auxílio de outros colegas do Ipea, como Bruno de Oliveira Cruz, Luiz Dias Bahia e Marcelo Medeiros, além de Ralf Hakkert, do Fundo de Populações das Nações Unidas (UNFPA), e de Clélio Campolina, do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar/UFMG). Vale sublinhar que Eduardo Fiuza e Carlos Octávio Ocké-Reis, do Ipea, e Rafael Guerreiro Osório, do Centro Internacional de Pobreza, além de terem sido autores no primeiro volume, também auxiliaram com pareceres neste segundo.

Não podemos esquecer de nomear aqueles amigos e colegas que nos incentivaram a organizar esta iniciativa: Alexandre Ywata de Carvalho, Júnia Cristina P. R. da Conceição, Leonardo Rangel e Maria da Piedade Moraes. Um agradecimento especial aos editores dos dois volumes – Aeromilson Mesquita, Iranilde Rego, Marcos Hecksher e suas equipes – pelo cuidado, afinho e paciência.

Estudos importantes que utilizaram a última Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) não estão presentes neste livro por tratarem de temas distintos ao gasto das famílias. Dentre eles, cabe citar a análise comparativa entre POF, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) e as Contas Nacionais realizada por Ricardo Paes de Barros, Samir Cury e Gabriel Ulyssea, publicada em outro livro do Ipea, e os estudos de Nelson Leitão Paes, Marcelo Lettieri Siqueira e Mirta Bugarín acerca da tributação e suas interconexões com a pobreza e a desigualdade.



## PREFÁCIO

### POR QUE AGORA UM LIVRO SOBRE O CONSUMO DAS FAMÍLIAS?

O Brasil conta com larga tradição em pesquisa e usa levantamentos domiciliares ancorados no conceito de renda. Os censos demográficos, as pesquisas nacionais por amostragem de domicílios e as pesquisas mensais de emprego se baseiam nesse conceito. Renda, no entanto, é um conceito intermediário. Estamos tão acostumados a raciocinar em termos de unidades monetárias, que esquecemos que se trata de uma abstração.

O bem-estar dos indivíduos nas famílias não advém do consumo de um bem homogêneo repartido igualmente dentro de cada unidade domiciliar, mas sim de cestas de consumo que envolvem bens compartilhados, assim como bens individuais repartidos em parcelas desiguais dentro da família. A demanda das famílias não é por um bem homogêneo cuja demanda afeta todas as indústrias por igual, mas por uma grande variedade cuja composição se altera com as mudanças no padrão demográfico, nas desigualdades sociais e no mundo das representações simbólicas, chamado por economistas de “preferências”. Finalmente, aos estudiosos de políticas públicas especializados em transportes urbanos, saúde, educação, saneamento, cultura ou política agrária não interessa apenas a renda dos indivíduos, mas principalmente como ela é gasta em cada uma dessas áreas.

Quando se percorrem estas linhas, a pergunta que surge não é por que estudar o consumo agora, mas por que se demorou tanto. A resposta é que as dificuldades são grandes.

A primeira questão se refere à própria coleta dos dados. Perguntar a idade, o nível educacional ou a renda de um indivíduo requer pouco mais que uma pergunta bem estruturada e um entrevistador bem treinado. Já para investigar o padrão de consumo de uma família, o entrevistador do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) virtualmente passa a viver na casa daquela família por um período longo, deixando carnês a serem preenchidos e perguntando e voltando a perguntar detalhes de gasto *ad nauseum*. As dificuldades são tamanhas, que as duas primeiras Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) foram a campo apenas nas nove maiores regiões metropolitanas (RMs) do Brasil. Apenas a POF coletada em 2002 e 2003 é representativa de todo o país.

Ao disponibilizar estes dados tão cuidadosamente coletados para os pesquisadores, surge a segunda dificuldade: a leitura, a montagem e a compreensão das

bases. A POF contém nada menos que 14 bancos de dados relacionais, que incluem diversas informações sobre o padrão de consumo das famílias. O nível de detalhe também é grande: há, por exemplo, 974 códigos na pesquisa que se referem apenas a peixe. Tais códigos variam desde “peixe inteiro moréia pintada” – código 909 (a não ser confundido com “peixe inteiro moréia amarela” – código 910) até “peixe em postas corvina” – código 46 (a não ser confundido com “peixe em filé fresco corvina” – código 47).

Finalmente, as ferramentas analíticas para entender o consumo são complexas. A primeira dificuldade óbvia é que o consumo de um bem depende do consumo de outros bens, tornando necessária uma abordagem de sistema de equações e não uma única equação. Tautologicamente, observa-se apenas o consumo de bens que são adquiridos, fazendo com que, de imediato, todas as estimações sejam censuradas abaixo de zero. Há também indivisibilidades de consumo que influenciam fortemente as estimações econométricas: não se pode comprar um carro e meio.

Outra questão diz respeito aos dados omitidos. Por mais que o levantamento de informações do IBGE seja detalhado, há diversos dados importantes que ficaram fora de todas as POFs. Especificamente, não foram levantados os preços de bens que não são alimentos, fazendo necessário que pesquisadores se sirvam de uma série de malabarismos estatísticos para estimar relações tão simples quanto uma curva de demanda. O período de coleta é também distinto para diferentes bens: alimentos são coletados no período de referência de sete dias, bens semiduráveis por um período de três meses, e o prazo de aquisição de bens duráveis é um ano inteiro.

Apesar das dificuldades enumeradas, os limites das análises oriundas de pesquisas domiciliares centradas no mercado de trabalho também estão cada vez mais evidentes. O Ipea tomou então a iniciativa de produzir este livro contendo o que há de melhor na produção acadêmica brasileira sobre consumo das famílias. Os técnicos da casa Fernando Gaiger Silveira, Luciana Mendes Santos Servo e Sérgio Francisco Piola e a professora da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) Tatiane Menezes organizaram um trabalho em dois volumes, dos quais este é o segundo.

Apesar de os dois volumes conterem vários tipos de trabalho envolvendo consumo, a sua organização seguiu a mesma lógica, com a divisão em três partes: *composição dos gastos das famílias brasileiras; estudos de demanda; e consumo e demanda por alimentos*. Os capítulos da primeira parte centram-se mais na quantificação de diferentes tipos de gasto das famílias brasileiras, ao passo que os da segunda e da terceira centram-se mais na estimação de relações entre gasto e

uma série de variáveis explicativas. As diferenças entre os livros estão na extensão dos temas estudados e na inclusão, no segundo volume, de um capítulo mais metodológico, intitulado *As pesquisas de orçamentos familiares no Brasil*, sobre a principal base de referência dos trabalhos: a POF. Com relação aos temas estudados, o primeiro volume, cuja meta principal foi organizar numa única publicação os trabalhos existentes, mostrou que os estudos realizados até aquele momento estavam fortemente centrados em alimentação e saúde. O segundo volume tinha por objetivo ampliar o debate e contou com pesquisadores do Ipea e de outras instituições para darem sua contribuição nas áreas de educação, cultura, habitação, transporte urbano e sobre a questão dos diferenciais de gênero no consumo.

Após o capítulo introdutório sobre as POFs, este volume conta com cinco capítulos cujo foco é a descrição e a quantificação do gasto das famílias em educação, cultura, saúde, transporte urbano e daqueles domicílios cuja chefia é feminina.

Esses capítulos abrangem temáticas que não foram suficientemente aprofundadas no primeiro livro. Jorge Abrahão de Castro e Fábio Monteiro Vaz estimam o quanto se gasta com educação no Brasil; Frederico Barbosa da Silva, Herton Ellery de Araújo e André Luis Souza quantificam o gasto com cultura, enquanto Bernardo P. Campolina Diniz, Luciana Mendes Santos Servo, Sérgio Francisco Piola e Marcos Eirado o fazem com os gastos com saúde. Matheus Stivali e Alexandre de Ávila Gomide analisam um gasto que quase todos temos praticamente todo dia: transporte urbano.

Em seguida, há outros dez capítulos cujo objetivo é a estimação de equações de demanda sob óticas diferentes, que refletem o fato de a estimação e a análise de equações de demanda permitirem uma variedade de enfoques. Há estimações de demanda por tipos particulares de bens, um conjunto variado de metodologias para estimar o consumo de alimentos (dado que a POF contém preços apenas para alimentos), passando pelas características da demanda de tipos particulares de domicílios.

Os quatro capítulos sobre a demanda de categorias específicas de bens são particularmente interessantes. Enquanto, no capítulo *A aquisição e a despesa com bens duráveis segundo as POFs de 1996 e 2002-2003*, Beatriz Freire Bertasso analisa como bens duráveis são adquiridos, Mônica Viegas e Ana Carolina Maia voltam suas atenções ao que motiva os brasileiros a pagar por um plano de saúde em *Demanda por planos de saúde no Brasil*. Finalmente, Tatiane Menezes, Carlos R. Azzoni e Guilherme R. C. Moreira atacam um gasto que para a maioria dos brasileiros não é uma preocupação, mas que para uma minoria considerável é um grande problema: o aluguel.

O capítulo de Alexandre Nunes de Almeida e Rogério Edivaldo Freitas trata do consumo de idosos, cujo padrão de gastos é conhecidamente diferente do padrão dos mais jovens.

É no avanço metodológico, no entanto, que este livro se diferencia de tudo o que foi produzido antes. Há textos particularmente interessantes sobre a demanda por alimentos. Rodolfo Hoffmann estabelece uma base conceitual com a estimação das elasticidades-renda do consumo de alimentos no Brasil em 2002-2003. Denisard Alves, Tatiane Menezes e Fernanda Bezerra estudam a demanda por alimentos valendo-se de comparações na forma de pseudopainéis entre o consumo nas RMs presentes em todas as três pesquisas já realizadas. Madalena Maria Schlindwein e Ana Lúcia Kassouf inovam ao analisar a relação entre consumo de alimentos poupadores de tempo e engajamento no mercado de trabalho, e Alexandre Bragança Coelho e Danilo Rolim Dias Aguiar o fazem com o Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS).

As comparações internacionais tampouco são negligenciadas, uma vez que há artigos de Oscar Melo e Javier Cortés sobre a demanda por alimentos no Chile e de Miriam Berges e Karina Casellas sobre a demanda por alimentos na Argentina.

No todo, trata-se de um excelente livro contendo o que há de melhor no estudo do consumo e da demanda no Brasil.

Sergei Soares  
Pesquisador do Ipea



## CAPÍTULO 1

### **AS PESQUISAS DE ORÇAMENTOS FAMILIARES NO BRASIL \***

Bernardo P. Campolina Diniz  
Fernando Gaiger Silveira  
Beatriz Freire Bertasso  
Luiz Carlos G. de Magalhães  
Luciana Mendes Santos Servo

#### **1 INTRODUÇÃO**

O objetivo deste trabalho é descrever a riqueza das Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs), realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e torná-las mais acessíveis ao público em geral.

O consumo das famílias brasileiras vem se mantendo numa proporção relativamente estável do Produto Interno Bruto (PIB) nos dez últimos anos – na ordem dos 60% –, e a sua análise pode ser bastante enriquecida pelos dados das POFs.

O IBGE realizou três POFs entre 1987 e 2003. As duas primeiras, aplicadas em 1987-1988 e em 1995-1996, se restringiram ao universo de nove regiões metropolitanas (RMs), o Distrito Federal e a cidade de Goiânia. A última, de 2002-2003, teve âmbito nacional, mantendo representatividade amostral para a área das duas pesquisas anteriores, para os meios urbanos de todas as unidades da federação (UFs) e para o meio rural das cinco grandes regiões brasileiras.

Dados socioeconômicos e demográficos enriquecem a leitura das informações específicas de consumo. Efetivamente, nos quase 20 anos que separam as POFs, houve mudanças profundas no perfil das famílias metropolitanas, como a diminuição do tamanho das famílias, o crescimento da presença das mulheres como

---

\* A programação que reproduz o Plano Tabular do IBGE, incluindo as sintaxes de leitura dos dados a partir dos CDs de microdados fornecidos pelo IBGE, além de algumas das sintaxes de análise, está disponível e pode ser fornecida por e-mail. Encaminhar pedidos para [bcampolina@terra.com.br](mailto:bcampolina@terra.com.br).

chefe dos domicílios, o envelhecimento populacional e o conseqüente estreitamento da base da pirâmide etária. Esses processos, por sua vez, tiveram ritmos distintos entre as regiões, os níveis de renda e a escolaridade. Apesar do volume de informações que essas pesquisas apresentam, elas ainda são pouco exploradas. Credita-se isso à dificuldade de compreensão da sua estrutura de apresentação a cada tempo – seja dos microdados, seja dos dados de recuperação automática, disponibilizados no *site* do IBGE – e da sua evolução. Assim, decidiu-se empreender o esforço de uma apresentação em mais detalhes de cada uma das pesquisas e da sua evolução.

Para cumprir o objetivo, este trabalho apresentará, além desta introdução, mais quatro seções. A segunda seção discorrerá sinteticamente sobre a história dos levantamentos estatísticos domiciliares oficiais do IBGE – as POFs, as Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (Pnads) e os censos – e apresentará a estrutura da POF, segundo os seus objetivos, comparando as variáveis ali investigadas com as das demais pesquisas domiciliares. Na terceira seção serão apresentados os aspectos metodológicos da POF de 2002-2003, detalhando-se o plano amostral, o formato e a estrutura, os questionários, os arquivos de microdados e as dificuldades no seu manuseio. Na quarta seção será analisado o comportamento dos gastos e da renda em 2002-2003, apresentando as diferenças regionais e por estrato de renda. Na quinta e última seção é apresentado o comportamento da renda e do gasto nos últimos 20 anos, segundo as POFs.

Ao longo deste livro encontram-se exemplos das diversas possibilidades de exploração das informações contidas nas POFs. Os cinco primeiros artigos se atêm à composição do orçamento familiar, com a análise de cada um dos principais itens. Os 14 seguintes, com base em diferentes abordagens, realizam estudos de demandas, particularmente para alimentos, cujos artigos totalizam seis.

## 2 AS PESQUISAS DOMICILIARES DO IBGE

### 2.1 Histórico

A primeira pesquisa domiciliar brasileira data de 1872, sendo, em realidade, o primeiro censo demográfico do país, realizado no esteio da lei que determinava a realização de recenseamentos nacionais da população. Após esse censo, realizado ainda no Império, houve outros dois (1890 e 1900), de qualidade duvidosa, antes do Censo de 1920, que, além de recenseamento demográfico, abrangeu a coleta de informações de empreendimentos agrícolas, industriais, comerciais e do setor de serviços, bem como dados do “mercado de trabalho”.<sup>1</sup>

1. Oliveira e Simões (2005, p. 292) atribuem a problemas políticos a não-realização tanto do Censo de 1880 – sob o Império – como os de 1910 e 1930. Para uma análise mais detalhada sobre a história das pesquisas populacionais do IBGE, ver Oliveira e Simões (2005).

Com a criação do IBGE, em 1937, e a preocupação em atender aos padrões internacionais de estatísticas populacionais, os censos demográficos alcançam qualidade na enumeração populacional e permitem o desenvolvimento dos estudos demográficos. Soma-se a isso a realização regular, junto com os censos demográficos decenais, dos censos econômicos, passando a se contar com informações das características da população e dos domicílios e as relacionadas à economia, aos transportes, ao emprego e à cartografia do país.

Na década de 1970, o IBGE ampliou suas investigações socioeconômicas, com a realização quinquenal de censos econômicos (indústria, serviços e agropecuária), cuja última realização foi feita em 1985. A Pnad – cujo objetivo era acompanhar o comportamento das principais características da população e dos domicílios, atendo-se, em detalhe, às relações de trabalho e aos rendimentos das pessoas – foi feita pela primeira vez em 1967 e se tornou anual a partir de 1976, não sendo realizada nos anos de censo demográfico.<sup>2</sup>

Também em meados dos anos 1970, foi realizado o Estudo Nacional de Despesas Familiares (Endef), que se destaca pela profundidade e pela cobertura, sendo uma referência nas pesquisas sociais do Brasil. Além de investigar os dispêndios familiares e a renda dos brasileiros, a pesquisa investigou a antropometria (peso e altura) da população e o seu consumo alimentar. A partir dela foram elaboradas as tabelas de conversão de conteúdo nutricional – composição, parte comestível e perdas no preparo – aplicadas ao caso brasileiro.<sup>3</sup> O Endef serviu também como base para a composição dos índices de preços do IBGE.

Dado o alto custo envolvido, a seqüência do Endef se deu pelas POFs, de escopo bastante inferior ao do referido estudo.

As restrições na temática e na cobertura geográfica, assim como a baixa periodicidade das pesquisas do gênero, devem-se não apenas a questões técnicas, como à relativa rigidez temporal das estruturas de consumo, mas também e em grande medida aos significativos custos em que tais levantamentos incorrem. A primeira POF data de 1987-1988, a segunda de 1995-1996 e a última, de 2002-2003. Portanto, são oito anos separando a primeira e a segunda, e sete a última da penúltima.

2. Em nossa história da produção de dados socioeconômicos existem grandes momentos e alguns anacronismos. Entre os primeiros, vale citar o Censo de 1920, o Endef de 1974-1975, as Pnads, a Pesquisa sobre Padrões de Vida (PPV) e os censos econômicos (industrial, comercial e de serviços). Já nos anacronismos e lacunas, cabe citar a ausência de um censo em 1930, a precariedade do Censo de 1960, a realização do Censo de 1990 em 1991, a não-realização da Pnad de 1994 e a lacuna de dez anos na investigação do mundo rural e agrícola. E, a partir de 1985, a não realização de censos econômicos.

3. Por meio dessas tabelas são determinadas as quantidades de gordura, proteínas, vitaminas, micronutrientes, bem como a quantidade de calorias e a parcela não-comestível (resíduos) de cada alimento em particular no uso mais comum nas refeições

A primeira POF limitou-se às nove RMs oficiais (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre), à cidade de Goiânia e ao Distrito Federal-Brasília. A pesquisa se restringiu ao levantamento das despesas e dos recebimentos monetários, não sendo investigados os aspectos nutricionais, o consumo efetivo de alimentos, as medidas antropométricas e o consumo não-monetário, particularmente aquele originário da produção própria. Foi preservada, no entanto, a coleta das variáveis relativas às condições dos domicílios e às principais características das pessoas.

As quantidades consumidas em 1987-1988 foram calculadas com base nos gastos levantados pela POF e nos preços coletados para a apuração dos índices de preços. Na POF que se seguiu, a de 1995-1996, além dos gastos, inquiriu-se sobre as quantidades adquiridas de cada alimento.<sup>4</sup>

Outra variável que teve tratamento diferenciado entre as POFs foi a apropriação de aluguel dos domicílios próprios ou cedidos. Na primeira e na última POF (a de 1987-1988 e a de 2002-2003) levantaram-se informações sobre o aluguel estimado para domicílios próprios e cedidos, indicador não coletado na POF de 1995-1996.

Há relativo consenso, em âmbito internacional, em se considerar o aluguel estimado na mensuração do bem-estar das famílias (ver IBGE, 2005). Os próprios entrevistados cuja condição de ocupação no domicílio fosse de proprietário ou cedido (pelo empregador, por familiares ou de alguma outra forma) estimariam o valor de aluguel que teriam de pagar caso fossem arrendatários do local de moradia.

A POF de 2002-2003 passou a ter abrangência geográfica nacional e, tal como o Endef, coletou medidas antropométricas e investigou as despesas e recebimentos não-monetários da população. Não resta dúvida de que esses avanços possibilitam análises mais acuradas do estado nutricional da população, das situações de indigência e de pobreza das famílias (SILVEIRA *et al.*, 2007), além de permitir uma avaliação mais adequada do perfil de consumo das famílias brasileiras.

Esse alargamento geográfico, entretanto, se deu à custa de uma diminuição da amostra das RMs. As amostras para RMs que em 1987-1988 e 1995-1996 foram de 13.707 e 16.060 unidades de consumo (13.707 e 16.043 domicílios) diminuíram, em 2002-2003, para 7.245 unidades de consumo (7.221 domicílios).

Cada uma das POFs foi a campo ao longo de um ano – a primeira de março de 1987 a fevereiro de 1988, a segunda de outubro de 1995 a setembro de 1996 e a última de julho de 2002 a junho de 2003. As datas de referência dos dados

4. Vale lembrar que essas duas pesquisas foram empreendidas numa conjuntura complicada em termos de preços: a pesquisa de 1987-1988 ocorreu logo após o Plano Cruzado (1986) e as sucessivas tentativas de estabilização econômica (Plano Bresser, Verão, Funaro, entre outros), e a de 1994-1995 segue a implantação do real e o forte ajuste de preços relativos.

coletados em valores monetários nas pesquisas são: 15 de outubro de 1987 para a POF de 1987-1988, 15 de setembro de 1996 para a POF de 1995-1996 e 15 de janeiro de 2003 para a POF de 2002-2003, o que implica alguns cuidados quando se trabalha com valores constantes.

## 2.2 As Pesquisas de Orçamentos Familiares, segundo os seus objetivos

Os objetivos precípuos das POFs no sistema nacional de estatística são dois: o estabelecimento da estrutura de gastos em consumo empregada nos cálculos dos índices de custo de vida, mais especificamente, a determinação e a atualização das estruturas de ponderação dos dois principais índices de preços do IBGE – o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – e a investigação da parcela do consumo das famílias nas Contas Nacionais.

Para atender esses objetivos, especialmente o primeiro, a pesquisa investiga de maneira detalhada o orçamento das famílias, implicando uma mensuração apurada dos rendimentos e possibilitando novos focos de análise das condições de vida das famílias brasileiras, a partir de seus orçamentos domésticos.

A POF não trata dos indicadores demográficos relativos a migração, natalidade e fecundidade, nem dos dados socioeconômicos ligados ao mercado de trabalho, objeto dos censos, das Pnads, da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e de outras pesquisas levadas a cabo pelo IBGE.

Dados os objetivos da pesquisa, enquanto na Pnad e no censo demográfico a família acertadamente se refere às relações de parentesco, na POF sua conceituação está ligada ao compartilhamento dos gastos em alimentação, de forma que, *grasso modo*, a unidade de investigação comum às três investigações é o domicílio.<sup>5</sup>

A cobertura geográfica das pesquisas também é distinta. Enquanto a parte amostral do censo atinge o nível de municípios e em alguns casos distritos, a POF e a Pnad têm uma amostra que se restringe a estados e RMs.

Entre as POFs, as Pnads e a parte amostral dos censos, os indicadores que mais se assemelham referem-se às principais características das pessoas e das condições da habitação e os que mais se distanciam referem-se à apuração das rendas e à cobertura específica de cada um dos levantamentos: trabalho e rendimento, nas Pnads, despesas e consumo alimentar, nas POFs, e indicadores demográficos, nas amostras dos censos e nas Pnads.

5. O uso de família na POF como sinônimo de unidade de consumo não se observa nas investigações de orçamentos familiares em outros países, onde não se processa essa diferenciação entre domicílios e famílias – unidade de consumo. Exemplo disso são as denominações em inglês e espanhol: *expenditures household surveys* e *encuestas de gastos de hogares* ou *viviendas*, claramente domicílios, em português, ou seja, são as Pesquisas de Orçamentos Domiciliares (PODs).

Observa-se uma tendência de aproximação entre as pesquisas no que se refere à captação das principais variáveis socioeconômicas. A POF de 2002-2003, por exemplo, incorporou importantes variáveis socioeconômicas das pessoas e dos domicílios.

Para os indivíduos, as variáveis de gênero, idade, frequência à escola, escolaridade, relação com a pessoa de referência do domicílio são comuns às pesquisas domiciliares. A raça ou cor, investigada na Pnad desde 1987, foi incorporada à última POF. Também foi assinalada a religião dos moradores, indicador presente na amostra do censo, mas não nas Pnads.

Estão ausentes da POF as variáveis de nupcialidade, de migração, de fecundidade,<sup>6</sup> sendo que são discriminadas as mulheres gestantes e lactantes na pesquisa de 2002-2003, dada sua importância no exame das medidas antropométricas e do consumo alimentar. Pergunta-se, ademais, o tempo de moradia, quesito que consta dos dados dos domicílios, que, nas POFs, se restringem aos particulares e permanentes, não sendo investigadas as pessoas residentes nos domicílios improvisados e nos coletivos.<sup>7</sup>

A condição de ocupação e o tipo dos domicílios, a forma do esgotamento sanitário e do abastecimento de água, a existência de energia elétrica, o número de cômodos, de dormitórios e de banheiros, e a presença de bens duráveis são variáveis coletadas em todas as investigações. Verdade que as questões aplicadas para o esgotamento sanitário e para o tipo de domicílio são diferentes, sem, contudo, impedir a sua comparação.

As Pnads investigam a condição de ocupação do terreno e o destino do lixo, assim como na amostra do censo, ao passo que os valores do aluguel ou da prestação do imóvel são investigados naquela e na POF. Existem ainda diferenças na coleta das informações de energia elétrica, de bens duráveis e de telefonia móvel e celular.

Na POF de 2002-2003, foi discriminada a origem da energia elétrica, e foram incorporadas questões sobre o material predominante do piso e a existência de pavimentação na rua, ausentes nas outras investigações.

Na tabela 1, são apresentadas as estatísticas básicas do conjunto de variáveis comuns para a última POF e as Pnads correspondentes, ou seja, as de 2002 e

6. Nas Pnads as variáveis de fecundidade, migração e educação das pessoas são investigadas de modo exaustivo, sendo a amostra do censo mais enxuta na coleta desses aspectos. Estão presentes, também, nas Pnads três questões sobre a mãe – se ela é viva e, quando sim, se residem juntos e quem é. Já na amostra do censo, destaca-se a captação dos indicadores de nupcialidade e de deficiências/capacidades.

7. Como para estes últimos domicílios não são coletadas informações sobre suas condições nas outras investigações, não existem, assim, diferenças no escopo da coleta de dados dos domicílios entre as pesquisas.

TABELA 1

**Principais variáveis socioeconômicas e demográficas e indicadores habitacionais da população brasileira, segundo a POF de 2002-2003 e as Pnads de 2002 e 2003**

Variáveis	POF de 2002-2003	Pnad de 2002	Pnad de 2003
População	175,8	171,4	175,8
Domicílios	48,5	47,6	49,7
Razão de gênero (homens/mulheres)	0,97	0,95	0,95
% de crianças (14 anos e menos)	28,7	27,9	27,2
% de idosos (60 anos e mais)	8,8	9,3	9,6
% rural	17,1	15,8	15,6
Escolaridade: pessoas com 15 anos e mais			
Anos de estudo	6,5	6,1	6,3
Alfabetizados (%)	89,2	85,1	85,4
Com 4 anos ou mais de estudo (%)	72,9	68,5	69,6
Com 8 anos ou mais de estudo (%)	43,2	39,5	41,1
Com 11 anos ou mais de estudo (%)	24,5	26,9	28,3
Raça ou cor			
Branco (%)	51,2	53,3	52,1
Pardo (%)	41,0	40,5	41,4
Preto (%)	7,0	5,6	5,9
Amarelo (%)	0,6	0,4	0,4
Indígena (%)	0,3	0,2	0,2
Idade do chefe	46	47	47
Homens chefe (%)	73,7	74,5	73,9
Anos de estudo dos chefes	5,9	5,9	6,0
Chefes alfabetizados (%)	85,8	84,2	84,2
Domicílios			
Alugados (%)	15,3	15,0	15,0
Casas (%)	90,6	89,3	89,3

(continua)

(continuação)

Variáveis	POF de 2002-2003	Pnad de 2002	Pnad de 2003
Número médio de			
Cômodos	5,8	5,8	5,8
Quartos	1,9	1,9	1,9
Banheiros	1,2	1,3	1,3
Canalização interna (%)			
Rede (%)	88,3	88,7	89,3
	87,5	89,2	89,2
Esgotamento sanitário			
Rede (%)	49,7	46,4	48,0
Fossa (%)	16,7	21,7	21,0
Precário (%)	27,2	25,1	25,1
Inexistente (%)	6,5	6,8	5,9
Energia elétrica (%)			
Telefone (%)	46,0	52,8	50,8
Televisão (%)	88,8	99,9	90,1
Geladeira (%)	85,6	86,7	87,4
Máquina de lavar (%)	38,3	34,0	34,5
Micro (%)	13,0	14,0	15,3
Renda monetária domiciliar <i>per capita</i> (em R\$ de janeiro de 2003)			
	428,24	327,53	360,53

Fonte: IBGE/Pnads de 2002 e 2003 (microdados) e POF de 2002-2003 (microdados).

2003. Conforme é possível observar, as discrepâncias são pouco expressivas, sendo que, como as Pnads não cobrem a área rural da maior parte dos estados da região Norte, tais diferenças são ainda menores. Vale sublinhar que a partir da Pnad de 2004 incorporou-se à sua amostra a área rural da região Norte.

As especificidades de apuração dos rendimentos acabam se refletindo nos valores médios obtidos – o rendimento monetário mensal se mostra bem superior na POF em relação às Pnads. Efetivamente, em valores corrigidos para a mesma época o rendimento monetário mensal domiciliar *per capita* captado pela POF é entre 20% e 30% superior ao das Pnads.<sup>8</sup>

8. O texto de Barros, Cury e Ulyssea (2007) discute detalhadamente as diferenças de rendimento entre a POF de 2002-2003 e a Pnad de 2002.



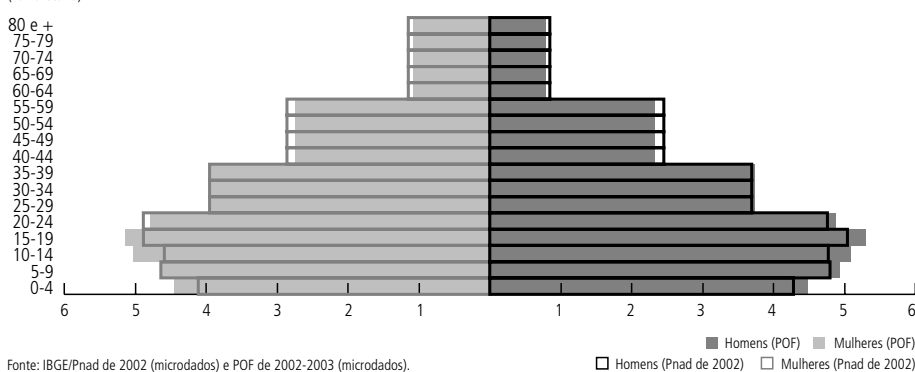
No gráfico 1 encontram-se ilustradas as pirâmides etárias da POF de 2002-2003 e da Pnad de 2002, com a primeira apresentando participações mais elevadas nas faixas etárias de crianças e jovens, contrabalançadas por uma menor presença de adultos maiores de 40 anos e de idosos – pessoas com 60 anos e mais. Cabe sublinhar que tal “desajuste”, ainda que pouco expressivo, indica um descompasso<sup>9</sup> da POF com as mudanças demográficas que se processam, mais particularmente o envelhecimento populacional.

Especificamente para os indicadores de trabalho e rendimento, as diferenças são bem mais expressivas. A Pnad traz informações mais detalhadas até mesmo que os censos – particularmente nos indicadores de ocupação. Já nas POFs, as informações de ocupação restringem-se à origem dos rendimentos do trabalho, ou seja, à posição na ocupação, tendo ocorrido uma ampliação na última, ao serem incorporados a classificação da ocupação e o ramo da atividade principal. Não são investigadas questões relativas ao grau de formalização do trabalho, ou seja, o registro em carteira e o recolhimento para instituto de previdência. De todo modo, são coletados os dados das deduções sobre os rendimentos recebidos, isto é, a previdência pública, o imposto de renda e outros tipos.

Em relação à coleta dos rendimentos, as Pnads, ao abrangerem amostras mais expressivas,<sup>10</sup> possivelmente alcançam maior precisão na mensuração das rendas mais frequentes, ou melhor, que não sofrem variações expressivas durante o ano.

GRÁFICO 1  
Distribuição etária da população, segundo a POF de 2002-2003 e a Pnad de 2002

(Faixa etária)



9. Possivelmente esse descompasso ocorre devido ao fato de que a amostra da POF de 2002-2003 foi desenhada a partir da Contagem da População de 1996 e não do Censo Demográfico de 2000. O desenho amostral foi feito com base na Contagem da População de 1996 em função de não estarem ainda disponíveis os dados de renda do Censo Demográfico de 2000 quando da construção da amostra (IBGE, 2004, 2006).

10. Na última Pnad, foram pesquisados mais de 130 mil domicílios, contra 48 mil da POF.

Entre essas destacam-se as aposentadorias e pensões e as rendas do trabalho dos empregados formalizados. Nessa direção, vale observar que os montantes apurados com aposentadorias e pensões pela Pnad e aqueles reportados pelos dados administrativos são muito próximos.

Efetivamente, na Base de Dados Estatísticos sobre a Previdência Social<sup>11</sup> os benefícios do Regime Geral da Previdência Social (RGPS) totalizaram, em setembro de 2002 e 2003, respectivamente, R\$ 7 bilhões e R\$ 8 bilhões. Somando-os aos dispêndios da União, dos estados e municípios, que foram, em 2002 e 2003, de R\$ 67 bilhões e R\$ 74 bilhões, chega-se a um gasto previdenciário, em valores mensais, da ordem de R\$ 12 bilhões e de R\$ 14 bilhões para os dois anos considerados.<sup>12</sup> Cotejando-os com os valores apurados pela Pnad, que, nos meses de setembro de 2002 e de 2003, foram de R\$ 10 bilhões e R\$ 12 bilhões, conclui-se por uma cobertura da pesquisa da ordem de 90% do montante efetivamente gasto com previdência social.

Essa aderência entre a investigação domiciliar e a base de dados administrativos é notada, também, em termos de distribuição regional. Em relação à distribuição segundo faixas de valor, as avaliações estão sujeitas a dificuldades em razão da ausência de informações quanto à estrutura distributiva de parte expressiva dos beneficiários do setor público.

Já as POFs contam com melhores instrumentos para a coleta da diversidade de rendimentos. O período de referência dos dados de rendimentos da POF de 2002-2003 são os 12 meses anteriores ao preenchimento do questionário, e as despesas são um parâmetro para a renda declarada. Isso não se aplica à Pnad, na qual se coleta o último recebimento mensal e não se conta com controles sobre o valor declarado. Por outro lado, há uma ampliação dos tipos de renda investigados no questionário de recebimentos, influenciada em grande medida pela necessidade de se contar com contrapartidas para as despesas. Concretamente, enquanto na Pnad são investigadas 11 fontes de renda, com a discriminação, no caso das rendas de trabalho, dos ganhos em dinheiro (monetários) e dos ganhos em mercadorias e produtos, na POF as rendas são discriminadas em dois quadros, havendo 79 códigos (tipos) de recebimento, que, desagregados, totalizam 195 subcódigos de recebimento. Verifica-se, com isso, uma melhor apuração dos chamados “outros recebimentos”, ou seja, daqueles originários de alugueis, vendas, doações, auxílios, aplicações de capital, assim como uma captação melhor do total da renda, dado que esta tem como parâmetro as despesas.

11. Disponível em: <<http://creme.dataprev.gov.br/infologo/>>.

12. Valores que resultam da divisão dos gastos com aposentadorias e pensões do funcionalismo público por 13, somados aos valores mensais do RGPS, isto é, no mínimo  $7 + (67/13)$  e no máximo  $8 + (74/13)$ .

Ademais, como já assinalado, na última POF ampliou-se ainda mais a pesquisa dos recebimentos, com a incorporação das rendas não-monetárias, com destaque para o valor do aluguel dos imóveis próprios ou cedidos, a produção própria, as retiradas em bens dos empreendimentos e as doações privadas e públicas.

Na tabela 2, onde constam os valores para as principais formas de recebimento, apurados na última POF e nas Pnads que lhe são contemporâneas, fica evidente o fato de a POF captar de modo mais preciso as rendas provenientes de outras fontes que não da previdência pública e do trabalho.<sup>13</sup> Mesmo para essa última, a POF apresenta valores superiores entre 12% e 21%, devido, particularmente, à renda dos empregados. Podem-se creditar esses valores mais elevados ao

TABELA 2

**Rendimento mensal domiciliar *per capita* e seus subcomponentes: Pnads de 2002 e 2003 e POF de 2002-2003**

(Em R\$ de janeiro de 2003)<sup>a</sup>

Rendimento total e suas fontes	POF de 2002-2003 <sup>b</sup>	Pnad de 2002	Pnad de 2003
Rendimento mensal domiciliar <i>per capita</i>	501,48	-	-
Rendimento mensal monetário domiciliar <i>per capita</i>	429,24	361,96	339,06
Rendimentos do trabalho	314,24	280,04	259,95
Empregado	217,48	178,68	165,73
Empregador	35,80	43,04	39,68
Conta-própria	60,96	58,32	54,55
Transferências	73,49	70,86	70,28
Previdência pública	54,90	62,34	62,67
Aluguéis	9,08	6,93	5,91
Outros	32,44	4,14	2,92
Rendimento mensal não-monetário domiciliar <i>per capita</i>	72,24	-	-

Fonte: IBGE/Pnads de 2002 e 2003 (microdados) e POF de 2002-2003 (microdados).

<sup>a</sup> Valores deflacionados pelo INPC-IBGE.

<sup>b</sup> Em realidade trata-se de valores familiares – unidades de consumo – *per capita*, muito próximo do que nas Pnads são valores domiciliares *per capita*.

13. Decidiu-se empregar como “modelo” de fontes de renda a categorização da POF, exigindo ajustes para a compatibilização da Pnad com esse formato. No caso das transferências, foram consideradas as aposentadorias e pensões públicas, as outras aposentadorias e pensões, o abono pecuniário, as doações e os outros rendimentos inferiores a R\$ 45 – valor máximo dos programas de transferência de renda (bolsas) no biênio considerado. Na rubrica outros foram considerados todos os recebimentos superiores a R\$ 45 da variável outros rendimentos.

maior período de referência, à captação simultânea dos gastos e à coleta de rendas não periódicas do trabalho, tais como antecipações, abonos, auxílios, 13º salário etc.

Chama a atenção, por outro lado, a diferença menor que a POF apresenta em relação à Pnad de 2002 – em 12% e 10% – nos subcomponentes do rendimento “previdência pública” e “trabalho dos empregadores”. Pode-se, no caso da previdência, creditar isso à inclusão de rendas previdenciárias em outras rubricas de transferência que a POF discrimina.

A tabela 3 apresenta a decomposição da renda. Verifica-se que a diminuição da participação da previdência pública na POF – em comparação à da Pnad – decorre, em grande medida, do aumento de importância das rendas oriundas de aluguéis, juros e outras fontes. Isso repercute, inclusive, em queda no peso da renda do trabalho, fato mais agudo na participação da renda do trabalho dos empregadores, que, como vimos, apresentam valores absolutos menores na POF.

A POF de 2002-2003, retomando o Endef, avançou ao quantificar os recebimentos e as despesas não-monetárias. Isso permite avaliar a produção para o próprio consumo – principalmente nas áreas rurais –, bem como as trocas não-monetárias que os produtores realizam entre seus excedentes. A valoração dessa produção e desse escambo permite construir um retrato mais fiel da realidade brasileira. No mesmo sentido, considerável contingente de ocupados sem remuneração e de ocupados na produção (ou construção) para consumo (ou uso)

TABELA 3

**Composição do rendimento monetário domiciliar,<sup>a</sup> segundo as principais fontes de renda: Pnads de 2002 e 2003 e POF de 2002-2003**

(Em %)

Rendimento monetário e suas fontes	POF de 2002-2003	Pnad de 2002	Pnad de 2003
Rendimentos do trabalho	73	77	77
Empregado	51	49	49
Empregador	8	12	12
Conta-própria	14	16	16
Transferências	17	20	21
Previdência pública	13	17	18
Aluguéis	2	2	2
Outros	8	1	1

Fonte: IBGE/Pnads de 2002 e 2003 (microdados) e POF de 2002-2003 (microdados).

<sup>a</sup> Na POF se referem aos valores por unidades de consumo, que é muito próximo ao conceito de domicílio empregado nas Pnads.

próprio(s) passa a contar com uma valoração quando são consideradas as despesas não-monetárias.

Segundo a Pnad de 2003, o grupo composto de trabalhadores não-remunerados, trabalhadores na produção para o próprio consumo e trabalhadores na construção para o próprio uso representam 11% dos ocupados, o equivalente a 9,6 milhões de ocupados. Essa situação, como se sabe, é muito mais expressiva no meio rural, principalmente entre os pequenos produtores, que têm na mão-de-obra familiar – voltada para o autoconsumo e/ou não-remunerada – o principal recurso para a produção. Já no que diz respeito ao trabalho destinado à construção para uso próprio, observa-se uma presença maior nos estratos mais pobres da população e, também, no meio rural.

### 3 ASPECTOS METODOLÓGICOS DA POF DE 2002-2003

#### 3.1 Formato e estrutura

A POF de 2002-2003 foi a campo durante 12 meses, com a coleta das informações nos domicílios selecionados sendo feita durante nove dias, quando são respondidos quatro questionários – do domicílio, de despesa coletiva, de despesa individual e de recebimento individual – e preenchida a caderneta de despesa coletiva. Pela primeira vez foi empregado um questionário de auto-avaliação das condições de vida.

As amostras são desenhadas de modo a representar as características gerais da população, tais como tamanho, instrução, renda, perfil etário etc., estando subdivididas nos quatro trimestres. Busca-se, assim, contemplar a sazonalidade dos gastos familiares – típicos dos gastos em alimentação – e do dia-a-dia das pessoas investigadas *pari passu* à coleta dos dados.

No questionário do domicílio são investigadas as características do domicílio e dos seus moradores, ou seja, as condições da habitação e a composição das famílias – relação de parentesco (pessoa de referência – chefe do domicílio), gênero, idade e grau de instrução dos moradores.

Os outros instrumentos apuraram a estrutura dos ganhos – receita – e dos gastos das famílias, referenciados segundo o tipo de despesa. A cada tipo de despesa confere-se um período de apuração – 7 dias (semana de coleta dos dados nos domicílios),<sup>14</sup> últimos 30, 90 ou 180 dias e 12 meses. Nestes últimos casos as

14. Na verdade, o procedimento de coleta das informações da caderneta de despesa envolve a presença do pesquisador no domicílio durante nove dias, embora o período de apuração dos dados – o preenchimento da caderneta – se desse de fato durante uma semana. Isso ocorria pelo fato de o pesquisador dedicar em geral o primeiro dia para conhecer a família do domicílio em questão, ganhando sua confiança, e o último para realizar um balanço final do seu levantamento.

despesas efetuadas e os rendimentos percebidos foram apurados de maneira recordatória, baseando-se nos registros existentes – contas, contracheques, recibos etc. Há variação dos períodos de referências entre as POFs, com os rendimentos reportados para o semestre ou ano anterior.

Nas POFs, as menores unidades de análise são as pessoas e as unidades de consumo (pode-se considerar como equivalente de famílias),<sup>15</sup> mas o manuseio e o tratamento das informações nesses níveis requerem que sejam consideradas as características da pesquisa, que tem por unidade básica o orçamento familiar.

Uma grande proporção dessas informações de gastos refere-se a despesas de curto período de apuração – 7 e 30 dias – ou apresenta caráter marcadamente sazonal, o que implica a inexistência de relação direta entre despesa realizada e consumo efetivo. Assim, nesse caso, salvo a utilização de procedimentos econométricos para tratamento de variáveis censuradas, o nível de análise deve se situar em agregados médios representativos – estratos de renda, de idade do chefe, de tamanho de famílias etc. Isso porque, no levantamento dos gastos, a sazonalidade, os períodos de referência dos dispêndios e as idiosincrasias próprias do consumo são tratados (diluídos) por meio de uma amostra rotativa – a cada trimestre investigam-se os hábitos de famílias de características semelhantes (*clusters* de famílias), no caso, grupos definidos em função da renda e/ou da escolaridade.

### 3.2 Plano amostral

Como se sabe, o Endef e as POFs fornecem as estruturas de ponderação dos principais índices de preços do IBGE (INPC e IPCA); assim, busca-se confiabilidade na caracterização da estrutura de consumo das famílias. Importa, portanto, alcançar estimativas consistentes das estruturas de orçamentos das famílias, segundo estratos de renda e RMs, isoladas e/ou em conjunto. Juntamente com esse levantamento dos gastos familiares, investigam-se nas POFs os rendimentos das famílias, variável que serve, inclusive, de parâmetro para o desenho da amostra. Buscam-se baixos coeficientes de variação para os gastos e recebimentos das principais rubricas, segundo domínios geográficos e faixas de renda.

As tabelas 2, 3 e 4 da publicação da POF (IBGE, 2004, p. 43-49) apresentam os coeficientes de variação das despesas, dos rendimentos e das aquisições de alimentos, segundo seus principais itens e por classes de rendimento familiar.

15. De acordo com a pesquisa, “a Unidade de Consumo compreende um único morador ou conjunto de moradores que compartilham da mesma fonte de alimentação, isto é, utilizam um mesmo estoque de alimentos e/ou realizam um conjunto de despesas alimentares comuns. Nos casos onde não existia estoque de alimentos nem despesas alimentares comuns a identificação ocorreu através das despesas com moradia” (IBGE, 2004).

Adotaram-se no plano amostral da POF de 2002-2003 dois estágios de seleção, com os setores censitários sendo as unidades primárias e os domicílios as secundárias. A seleção dos setores foi feita “por amostragem sistemática com probabilidade proporcional ao número de domicílios”, após a estratificação geográfica e estatística – socioeconômica – deles. Como variável socioeconômica utilizou-se a escolaridade do chefe, investigada na Contagem Populacional de 1996, tendo em conta a ausência, à época, dos dados de rendimento do Censo de 2000. No caso da seleção de domicílios, esta foi feita por “amostragem aleatória simples sem reposição, dentro dos setores selecionados. Em seguida, foi aplicado procedimento de distribuição dos setores (e respectivos domicílios selecionados) ao longo dos 12 meses de duração da pesquisa, *garantindo em todos os trimestres a coleta em todos os estratos geográficos e socioeconômicos*” (IBGE, 2004, p. 37). Ou seja, constrói-se uma amostra rotatória que contemple a sazonalidade do tipo e do volume de gasto, utilizando o corte trimestral – estações do ano. Busca-se, também, representar, no caso dos alimentos, os seguintes aspectos: estoques, idiosincrasias, época do mês – isso em relação à data de recebimento.

E, como os gastos se segmentam em diferentes tipos de bens e de serviços, refletindo frequências, regularidades e preços diversos, é necessário aplicar diferentes períodos de referência, a fim de contemplar tais particularidades. Concretamente, no período da coleta dos dados, são investigadas aquelas despesas com alta frequência e, *grosso modo*, de menor valor, quais sejam: alimentação, higiene, fumo, transporte público, jogos, correio e telefone público, pois, assim, ter-se-á um menor vazamento de informações. Já para as despesas de caráter coletivo, ou seja, aquelas relacionadas aos domicílios, empregam-se dois períodos de referência – 90 dias e 12 meses –, a depender da periodicidade e do montante da despesa. Assim, para as despesas com serviços e taxas públicas, muito recorrentes, e as destinadas a reparos e conservação dos domicílios, de grande variabilidade e valor relativamente baixo, emprega-se o período recordatório de 90 dias. No caso das despesas com aluguéis, impostos, condomínio, as destinadas a construção e reforma das moradias, as aquisições de bens eletrodomésticos e móveis e os serviços domésticos, o período de referência é de 12 meses, pois assim são captadas as despesas menos recorrentes e aquelas de maior envergadura. No caso das despesas individuais, conta-se com todos os períodos de referência empregados na pesquisa, quais sejam: 7 dias – *pari passu* –, 30 dias, 90 dias e 12 meses, a depender da periodicidade, do valor e da sazonalidade. Como exemplo, as despesas com vestuário cobrem os últimos 90 dias, pois assim são contempladas as mudanças de estação, sendo que, nas despesas com produtos farmacêuticos, a extensão do período recordatório poderia implicar vazamento de dados devido à maior recorrência do gasto e aos menores preços unitários dos produtos.

Evidentemente que consumos – em verdade aquisições – nulos serão reportados, uma vez que se reportam somente os gastos realizados nos períodos de referência. Tal situação está mais presente nos gastos coletados no momento da investigação, ou seja, durante os nove dias em que o investigador realiza o levantamento dos dados nos domicílios. O desenho amostral da pesquisa é feito de maneira que sejam contrabalançadas as diferenças de aquisição de famílias semelhantes, ou seja, situadas no mesmo estrato geográfico e de renda. Dito de outro modo, as informações de famílias que nada compraram no período de referência, o que não significa que as pessoas não consumiram, são equilibradas por aquelas famílias semelhantes que realizaram compras de bens superiores, ou seja, voltadas para o estoque – consumo futuro. Ou, ainda, famílias que foram investigadas em momentos em que os gastos com educação são maiores – época de compra de material e de pagamento de taxas de matrícula – têm por contrapartida famílias cujas despesas foram “normais”. Sem esquecer as despesas com vestuário, que são, *grosso modo*, regidas pelas estações do ano, ou as relacionadas a viagens, concentradas nos períodos de férias escolares, e as com brinquedos e jogos, concentradas em outubro e no final do ano. Conclui-se, portanto, que o tratamento dos dados individualizados da pesquisa requer procedimentos econométricos, que considerem o fato de as aquisições se encontrarem associadas a um *cluster* de famílias semelhantes geograficamente e por níveis de renda. Como forma de apresentação e interpretação dos resultados, comumente se emprega a agregação dos dados para subconjuntos médios representativos – estratos de renda, de idade do chefe, de tamanho de famílias etc.

A amostra da POF de 2002-2003 abrangeu ao todo 48.470 domicílios (48.568 unidades de consumo), onde residiam 182.333 pessoas, representando 0,1% do total de domicílios do país. Seu desenho amostral permite análises para 70 domínios geográficos, a saber: para as populações totais e urbanas das 27 UFs, as áreas rurais das cinco grandes regiões, as nove RMs – Porto Alegre, Curitiba, São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador, Recife, Fortaleza e Belém –, a cidade de Goiânia e o Distrito Federal.

### 3.3 Questionários

Como já dito, a coleta de dados da POF de 2002-2003 seguiu o mesmo padrão de coleta das pesquisas anteriores, ou seja, foi feita por meio de cinco questionários.

O primeiro questionário relativo ao domicílio, também chamado de POF-1, abrange as condições do domicílio – abastecimento de água, infra-estrutura sanitária, número de cômodos, condição de ocupação etc. – e as características dos indivíduos – gênero, nível de instrução, idade, frequência à escola, peso, altura.



O segundo questionário, POF-2, trata das despesas coletivas, ou seja, investiga os dispêndios com serviços públicos, com aluguéis, taxas, decoração, melhorias e reformas do domicílio, com bens de consumo duráveis e com serviços domésticos.

O terceiro questionário, POF-3, também conhecido como “caderneta de despesa”, investiga os gastos diários da unidade de consumo e de seus membros individualmente com produtos alimentares, de higiene e limpeza.

O quarto questionário, POF-4, refere-se a despesas individuais – vestuário, saúde, educação, higiene pessoal, transporte etc. – havendo, como já apontado, uma caderneta dos gastos de dia-a-dia das pessoas.

O quinto questionário, POF-5, investiga os rendimentos, em que são captadas as diversas modalidades de renda, provenientes do trabalho, de transferências, das vendas e dos aluguéis e das aplicações financeiras, bem como suas respectivas deduções (impostos, taxas e outras deduções).

Na POF de 2002-2003, além dos cinco questionários-padrão, foi agregado um sexto questionário, de avaliação subjetiva das condições de vida das famílias.

Como dito, as informações das despesas coletivas e individuais são investigadas por meio da coleta simultânea à sua realização – período de 7 dias – ou de modo recordatório para os últimos 30 ou 90 dias e 6 ou 12 meses, a depender do tipo do gasto e do ano da POF. No caso da renda e de alguns gastos (por exemplo, aquisição de imóveis), foram coletadas informações relativas aos 12 meses anteriores, o que faz com que a abrangência temporal da pesquisa tenha um total de 24 meses. Nos arquivos de microdados, os valores coletados são disponibilizados tanto em termos nominais como deflacionados para a data de referência.

Além dessa organização, os questionários da POF têm uma divisão interna mais complexa. Os questionários de despesas e recebimentos são instrumentos de coleta compostos de quadros onde são enumerados os diversos tipos de gastos e de rendas efetuados em diferentes períodos de tempo. Para melhor compreensão desses instrumentos, o quadro 1 traz para cada um dos questionários os respectivos quadros – tipos de despesa ou de renda – e os períodos de referência, para cada uma das três POFs realizadas no Brasil. Pode-se verificar que, entre as POFs, as diferenças referem-se à ordenação dos quadros e à alteração – extensão – dos períodos de referência, sendo marginais as mudanças de escopo – abrangência – dos quadros.

No caso dos quadros da caderneta de despesa coletiva, os produtos e serviços são discriminados em grupos, apresentados no quadro 2. Os 35 grupos referem-se a subconjuntos homogêneos de produtos alimentares, de bebidas, de higiene e de limpeza (quadro 2).

QUADRO 1  
**Descrição dos instrumentos de coleta das POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003**

Questionário – POF	Quadro					
	1987-1988		1995-1996		2002-2003	
	Período	Nº	Período	Nº	Período	Nº
Do domicílio – 1						
Controles da pesquisa <sup>a</sup>	n.s.a.	01 a 03	n.s.a.	01 a 03	n.s.a.	01 a 03
Características do domicílio	n.s.a.	4	n.s.a.	4	n.s.a.	4
Características dos moradores	n.s.a.	5	n.s.a.	5	n.s.a.	5
De despesa coletiva – 2						
Controles de pesquisa <sup>a</sup>		6		6		6
Despesas com serviços e taxas do domicílio	90 d.	7	90 d.	7	90 d.	7
Construção, reforma e pequenos reparos de imóveis, e com jardinagem <sup>b</sup>	90 d.	10	90 d.	8		
Manutenção e pequenos reparos com habitação, jazigo e jardinagem <sup>b</sup>					90 d.	8
Conserto e manutenção de utensílios domésticos	30 d.	12	90 d.	9	90 d.	9
Despesas com habitação	6 m.	8	6 m.	10	12 m.	10
Despesas com construção e reforma de habitação e de jazigo <sup>b</sup>					12 m.	11
Despesas com construção, reforma e manutenção de jazigo <sup>b</sup>	90 d.	11	6 m.	11		
Outros serviços e taxas de habitação	6 m.	9	6 m.	12	12 m.	12
Aluguel de aparelhos de uso doméstico	6 m.	13	6 m.	13	12 m.	13
Inventário de bens duráveis		14		14		14

(continua)

(continuação)

Questionário – POF	Quadro	1987-1988		1995-1996		2002-2003	
		Período	Nº	Período	Nº	Período	Nº
	Aquisição de aparelhos e máquinas de uso doméstico	6 m.	15	6 m.	15	12 m.	15
	Aquisição de instrumentos musicais e fotográficos e de utilidades de uso doméstico	6 m.	16	6 m.	16	12 m.	16
	Aquisição de móveis	6 m.	17	6 m.	17	12 m.	17
	Artigos de decoração e forração	6 m.	18	6 m.	18	12 m.	18
	Despesas com serviços domésticos	6 m.	19	6 m.	19	12 m.	19
	Caderneta de despesa coletiva – 3 Controles da pesquisa <sup>a</sup>		62		62		62
	1º Dia da caderneta de despesa coletiva	7 d.	63	7 d.	63	7 d.	63
	2º Dia da caderneta de despesa coletiva	7 d.	64	7 d.	64	7 d.	64
	3º Dia da caderneta de despesa coletiva	7 d.	65	7 d.	65	7 d.	65
	4º Dia da caderneta de despesa coletiva	7 d.	66	7 d.	66	7 d.	66
	5º Dia da caderneta de despesa coletiva	7 d.	67	7 d.	67	7 d.	67
	6º Dia da caderneta de despesa coletiva	7 d.	68	7 d.	68	7 d.	68
	7º Dia da caderneta de despesa coletiva	7 d.	69	7 d.	69	7 d.	69
De despesa individual – 4	Controles da pesquisa <sup>a</sup>		20		20		20
	Crédito <sup>c</sup>		21		21		21

(continua)

(continuação)

Questionário – POF	Quadro		1987-1988		1995-1996		2002-2003	
	Período	Nº	Período	Nº	Período	Nº	Período	Nº
Despesas com comunicações	7 d.	24	7 d.	22	7 d.	22	7 d.	22
Despesas com transportes	7 d.	23	7 d.	23	7 d.	23	7 d.	23
Despesas com alimentação fora	7 d.	22	7 d.	24	7 d.	24	7 d.	24
Despesas com fumo	7 d.	25	7 d.	25	7 d.	25	7 d.	25
Despesas com jogos e apostas	7 d.	26	7 d.	26	7 d.	26	7 d.	26
Despesas com leitura	7 d.	27	7 d.	27	7 d.	27	7 d.	27
Despesas com diversões, esportes e apostas	30 d.	32	30 d.	28	30 d.	28	30 d.	28
Despesas com produtos farmacêuticos	30 d.	29	30 d.	29	30 d.	29	30 d.	29
Despesas com artigos de higiene e beleza	30 d.	30	30 d.	30	30 d.	30	30 d.	30
Despesas com serviços pessoais	90 d.	31	90 d.	31	90 d.	31	90 d.	31
Despesas com artigos de papelaria	90 d.	28	90 d.	32	90 d.	32	90 d.	32
Despesas com brinquedos e recreação	90 d.	33	90 d.	33	90 d.	33	90 d.	33
Despesas com roupas de homem	90 d.	34	90 d.	34	90 d.	34	90 d.	34
Despesas com roupas de mulher	90 d.	35	90 d.	35	90 d.	35	90 d.	35
Despesas com roupas de criança	90 d.	36	90 d.	36	90 d.	36	90 d.	36

(continua)

(continuação)

Questionário – POF	Quadro	1987-1988		1995-1996		2002-2003	
		Período	Nº	Período	Nº	Período	Nº
Despesas com artigos de armarinho		90 d.	37	90 d.	37	90 d.	37
Despesas com bolsas, calçados e cintos		90 d.	38	90 d.	38	90 d.	38
Despesas com artigos de banheiro, copa e cozinha		90 d.	39	90 d.	39	90 d.	39
Outras despesas		90 d.	40	90 d.	40	90 d.	40
Despesas com viagens		90 d.	46	90 d.	41	90 d.	41
Despesas com assistência à saúde		90 d.	42	90 d.	42	90 d.	42
Despesas com acessórios e manutenção de veículos		90 d.	49	90 d.	43	90 d.	43
Despesas com serviços bancários e profissionais		90 d.	44	90 d.	44	90 d.	44
Despesas com cerimônias familiares e religiosas		6 m.	45	6 m.	45	12 m.	45
Despesas com jóias, relógios e aparelhos celulares		6 m.	41	6 m.	46	12 m.	46
Despesas com outros imóveis		6 m.	47	6 m.	47	12 m.	47
Despesas com contribuições e transferência financeiras		6 m.	48	6 m.	48	12 m.	48
Despesas com educação		6 m.	43	6 m.	49	12 m.	49
Despesas com documentação, seguro com veículos		6 m.	50	6 m.	50	12 m.	50
Despesas com aquisição de veículos		6 m.	51	6 m.	51	12 m.	51

(continua)

(continuação)

Questionário – POF	Quadro	1987-1988		1995-1996		2002-2003	
		Período	Nº	Período	Nº	Período	Nº
De rendimento individual – 5	Controle da pesquisa <sup>a</sup>		52		52		52
	Rendimentos recebidos	6 m.	53				
	Deduções de rendimentos recebidos	6 m.	54				
	Rendimentos recebidos e deduções			6 m.	53	12 m.	53
	Outros rendimentos, receitas e empréstimos	6 m.	55				
	Deduções de outros rendimentos, receitas e empréstimos	6 m.	56				
De condições de vida – 6	Outros rendimentos, receitas, empréstimos e deduções			6 m.	54	12 m.	54
	Movimentação do ativo financeiro			6 m.	55	12 m.	55
	Controles da pesquisa <sup>a</sup>						60
	Avaliação das condições de vida						61

Fonte: IBGE/Documentação das POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003 (em CD-ROM).

<sup>a</sup> São informações sobre o preenchimento de cada um dos questionários, se o mesmo foi respondido, quem prestou as informações, a data de preenchimento, não se tratando, portanto, de informações de despesas.<sup>b</sup> Indicam mudança na composição dos quadros ao longo dos anos, em que alguns itens foram realocados em outros quadros.<sup>c</sup> São informações sobre o acesso dos indivíduos ao crédito (talão de cheques e cartão de crédito), não se tratando, portanto, de informações de despesas.

n.s.a. = não se aplica.

QUADRO 2

**Descrição dos grupos de produtos da caderneta de despesa coletiva – POF de 2002-2003**

Grupo	Descrição
63	Cereais, leguminosas e hortaliças tuberosas
64	Farinhas, féculas, massas, cocos, castanhas e nozes
65	Hortaliças folhosas, frutosas e outras
66	Frutas
67	Açúcares e produtos de confeitaria
68	Sais e condimentos
69	Carnes e vísceras
70 a 79	Pescados marinhos
80 a 89	Pescados de água-doce
90	Enlatados e conservas
91	Aves, ovos e laticínios
92	Panificados e carnes industrializadas
93	Bebidas não-alcoólicas e infusões
94	Óleos, gorduras e alimentos preparados ou semipreparados
95	Produtos de limpeza doméstica
96	Produtos de higiene corporal e bebidas alcoólicas
99	Agregados

Fonte: IBGE/Documentação da POF de 2002-2003 (em CD-ROM).

### 3.4 Arquivos de microdados

Existem dois conjuntos de dados disponíveis das POFs. O primeiro consiste nos chamados “dados agregados”, disponíveis no Sistema IBGE de Recuperação Automática (Sidra), que obedecem a um padrão predeterminado pelo IBGE de organização das informações. Entre as características desse padrão podem-se destacar: a estratificação por dez faixas de renda familiar – em salários mínimos (SM) mensais –,<sup>16</sup> a referência ao chefe do domicílio e o fato de os recebimentos e dispêndios serem expressos em valores mensais familiares.

16. São dez as classes de recebimento mensal familiar, expressas em SMs até 2, mais de 2 a 3, mais de 3 a 5, mais de 5 a 6, mais de 6 a 8, mais de 8 a 10, mais de 10 a 15, mais de 15 a 20, mais de 20 a 30 e mais de 30.

O outro conjunto de dados diz respeito às informações individualizadas, ou seja, aos dados relativos a cada uma das famílias investigadas – os chamados “microdados”. O microdado (dado individual) representa o mais detalhado grau de abertura de uma pesquisa, e através dele é possível analisar o nível mais desagregado, que, no caso das POFs, significa a unidade de consumo – que aqui se denominará família, como faz o IBGE.<sup>17</sup> A utilização da informação mais desagregada permite a reorganização das informações, com a geração de novas análises estatísticas de acordo com os objetivos específicos de cada pesquisa. O manuseio dos microdados dessas pesquisas é relativamente trabalhoso, tendo em vista a diversidade de temas investigados e, no âmbito das despesas e dos recebimentos, os diferentes tempos de referência e característica do gasto – individual ou familiar.

Há, contudo, diferenças quanto à forma de disponibilizar os microdados em arquivo e no modo como eles estão organizados. Nessa direção, enquanto em 1987-1988 e 1995-1996 os arquivos de microdados são em número de 11, relativos cada um deles aos centros urbanos cobertos pelas pesquisas, em 2002-2003 eles totalizam 14<sup>18</sup> arquivos, que se referem cada um deles a aspectos da pesquisa – características dos domicílios, informações das pessoas, tipos de despesas e fontes de renda.

Na realidade, os arquivos de microdados em 1987-1988 e 1995-1996 estão, assim como em 2002-2003, organizados segundo tipos de registro. Na primeira POF, os microdados estavam segmentados em cinco tipos de registro: domicílios; pessoas; inventário de bens duráveis; despesas, rendimentos e deduções; e acesso ao crédito e despesas com aquisição de bens duráveis. Em 1995-1996 passou-se a 12 registros, com a segmentação das despesas em seus principais tipos ou grupos, particularmente as despesas de caráter coletivo, e dos rendimentos em dois subgrupos. Os registros encontram-se assim discriminados e nomeados: domicílios, pessoas, despesas coletivas de 90 dias, despesas coletivas de seis meses, inventário de bens duráveis, despesas com bens duráveis, serviços domésticos, caderneta de despesas – alimentação no domicílio e higiene e limpeza, despesas individuais, despesas com veículos, recebimentos e outros rendimentos. Na POF de 2002-2003, como assinalado, os microdados passaram a se referir aos registros, tendo

17. Para a conceituação de unidade de consumo, ver nota 15.

18. A estrutura e o número de arquivos variam conforme a edição. No caso da primeira edição dos microdados disponibilizada pelo IBGE, os arquivos estavam divididos segundo as UFs, de forma similar às pesquisas de 1987-1988 e 1995-1996, com a diferença de serem em número de 27 – um para cada UF. A segunda edição trouxe mudança em relação à primeira divulgação e também em relação às pesquisas anteriores. Os arquivos foram divididos não mais em função da região (UF) e sim em relação ao tipo de informação, totalizando 13 registros. A terceira edição (com a qual estamos trabalhando) tem um registro a mais, que é na verdade a abertura dos gastos com saúde, o que totaliza 14 registros. Além disso, a terceira edição dos microdados disponibilizou uma série de informações que estavam ainda sob análise, como, por exemplo, todos os dados antropométricos, as informações relativas a ocupação, código de atividade e tipo de trabalho.



havido a incorporação de mais dois, um relacionado ao questionário de auto-avaliação das condições de vida e o outro que cobre levantamento especial das despesas com medicamentos e assistência à saúde. Vale notar que há uma relação entre os registros e os questionários, que apresentamos no quadro 3 para a última POF.

Com base nos quadros 2 e 3, serão descritos os registros da POF de 2002-2003, que são similares aos da POF de 1995-1996. O primeiro registro abarca as condições dos domicílios, captadas no questionário 1, que coleta, ademais, as características dos moradores – características essas que, associadas aos indicadores de acesso ao crédito, investigadas no questionário 4, perfazem o registro 2 das pessoas. Já o registro 3 se refere ao questionário de auto-avaliação das condições de vida (POF-6), inexistente na POF de 1995-1996. O próximo registro, o quarto na POF de 2002-2003 e o terceiro na anterior, abrange as informações dos bens

QUADRO 3

**Relação entre registros e questionários na POF de 2002-2003**

Registro	Questionário	Quadros	Descrição geral
1	POF-1	4	Características do domicílio
2	POF-1 e POF-4	5 e 21	Características das pessoas
3	POF-6	61	Condições de vida
4	POF-2	14	Inventário de bens (eletrodomésticos, eletroeletrônicos e automóveis)
5	POF-2	7, 8 e 9	Despesas coletivas de 90 dias: serviços públicos, pequenas reformas e conserto de aparelhos domésticos
6	POF-2	10, 11, 12 e 13	Despesas com aluguéis, habitação: aluguel, imposto, reforma, outros serviços de utilidade pública
7	POF-2	15, 16, 17 e 18	Despesas com aquisição de eletrodomésticos, móveis, decoração
8	POF-2	19	Despesas com serviços domésticos
9	POF-3	63 a 69 (1)	Despesas com alimentação, produtos de higiene e limpeza
10	POF-4	22 a 50 (ex. 29 e 42)	Despesas individuais
11	POF-4	51	Despesa com aquisição de veículo
12	POF-5	53	Recebimentos e deduções do rendimento principal
13	POF-5	54 e 55	Outros recebimentos, receitas, empréstimos e deduções
14	POF-5	29 e 42	Medicamentos e assistência à saúde do questionário de despesa com saúde

Fonte: IBGE/Documentação da POF de 2002-2003 (em CD-ROM).

duráveis: eletrodomésticos, eletroeletrônicos, motocicletas e automóveis. Constatam no inventário o número de cada bem, o ano da última aquisição, o estado (novo ou usado) e a forma de obtenção.

Do questionário de despesas coletivas (POF-2) originam-se outros quatro registros, além do inventário de bens duráveis. O quinto registro se refere a despesas coletivas com taxas e serviços públicos, reparos e pequenas reformas no domicílio e conserto de aparelhos domésticos. O sexto registro reporta as despesas de aluguel, prestação do imóvel, condomínio, imposto territorial, com construção e reforma do domicílio, aquisição de jazigo, outros serviços de utilidade pública e aluguel de aparelhos de uso doméstico. Os gastos com a aquisição de eletrodomésticos, eletroeletrônicos, mobiliário, instrumentos musicais, aparelhos e acessórios fotográficos e artigos de decoração compõem o sétimo registro. Os dispêndios com os serviços domésticos perfazem o oitavo registro.

O registro seguinte (nono) diz respeito à caderneta de despesas, a POF-3, em que são apontados os gastos com alimentação, artigos de higiene pessoal, de limpeza doméstica, combustíveis de uso doméstico (exceto gás e lenha), comida e artigos para animais e outras pequenas aquisições (vela, pilha, lâmpada), realizados durante o período de coleta dos dados da pesquisa. Como dito, tais despesas são discriminadas em quadros para cada um dos sete dias da semana.

O registro 10 cobre as despesas individuais, que são coletadas nos quadros do POF-4. Tais despesas são discriminadas por cada membro da unidade de consumo, cobrindo, a depender do tipo, períodos recordatórios específicos. No caso das despesas com comunicação (exceto celular), transporte, alimentação fora do domicílio, fumo, jogos e apostas, leitura (jornais, revistas etc.), a investigação é feita no momento da compra, ou seja, durante a semana de realização da pesquisa. Rememoram-se os gastos com diversões, esportes, telefone celular, produtos farmacêuticos e artigos de tocador efetuados nos últimos 30 dias, enquanto para as despesas com serviços pessoais, artigos de papelaria, livros não-didáticos, brinquedos, material de recreação, roupas, armarinho, bolsas, calçados, cintos, utensílios avulsos e artigos de banheiro, copa e cozinha, despesas com viagens, assistência com serviços de saúde, acessórios e manutenção do veículo, despesa com serviços bancários, cartório e outros profissionais liberais (advogado, contador, despachante etc.), a investigação abrange os 90 dias anteriores. Por fim, solicitam-se os gastos efetuados no último ano com cerimônias e práticas religiosas, jóias, relógios, aparelhos e acessórios de telefonia celular, despesas com outros imóveis, despesas com contribuições, transferências, encargos financeiros, despesas com educação, despesas com documentação, seguro e outros gastos com veículos.

Os gastos com a aquisição de veículos são reportados no registro 11, cujo período de referência é de 12 meses. Os registros 12 e 13 dos microdados dizem respeito aos recebimentos, com sua captação sendo realizada pelo Questionário de Recebimento Individual (POF-5). Os rendimentos originários do trabalho, das transferências e de aluguéis, assim como as deduções com imposto de renda, contribuições previdenciárias e de outra natureza, compõem o registro 12. No registro 13, são considerados os recebimentos provenientes de 13º salário, PIS-Pasep, vendas, lucros, restituição de imposto de renda, herança, dividendos, empréstimos e da movimentação financeira, bem como as correspondentes deduções.

O registro 14 abrange informações específicas sobre gastos com medicamentos e assistência à saúde, notadamente as despesas não-monetárias, despesas não efetuadas em razão de restrição orçamentária,<sup>19</sup> a característica – tipo – do medicamento adquirido e a origem do serviço de saúde.<sup>20</sup> Aqui se encontra o maior diferencial dos gastos em saúde, pois se em todos os tipos de despesas foram coletadas as aquisições não-monetárias com produtos, nos gastos em saúde foram investigadas as aquisições não-monetárias tanto em produtos como em serviços.<sup>21</sup>

Portanto, os microdados encontram-se organizados segundo esses registros, passando-se, após sua leitura, ao manejo e à tabulação dos dados conforme o interesse e o objetivo da pesquisa. Uma das possibilidades é a apresentação dos dados segundo os Planos Tabulares do IBGE, que se caracterizam pela discriminação das famílias segundo estratos de renda familiar e as despesas em valores familiares mensais. Ademais, há que se escolher quais agregados de despesas e rendimento serão empregados e quais os itens que os comporão. No caso do Plano Tabular do IBGE, as despesas são agrupadas em 14 grandes grupos, a saber: alimentação, habitação, vestuário, transporte, higiene e cuidados pessoais, assistência à saúde, educação, recreação e cultura, fumo, serviços pessoais, despesas diversas, outras despesas correntes, aumento do ativo e diminuição do passivo. Vale notar que os três últimos grupos não são considerados despesas de consumo, referindo-se aos gastos com impostos e aos “investimentos das famílias”. Já os rendimentos são congregados em rendimentos do trabalho, das transferências, de aluguéis e vendas e de aplicações financeiras e outras fontes.

19. Para aqueles produtos ou serviços de que os informantes necessitaram mas não conseguiram por motivo de restrição orçamentária, isto é, falta de recurso, criou-se um código específico na forma de obtenção.

20. Os tipos de medicamentos ou produtos farmacêuticos são: de marca, genérico, fitoterápico, de manipulação e homeopático. Já a origem do serviço de saúde está categorizada em particular, plano individual ou familiar, plano de empresa, plano de associação ou sindicato e público.

21. Deve-se lembrar, também, o levantamento de outro serviço não-monetário, o “aluguel estimado”.

Algumas observações acerca do manuseio dos dados para a construção de grupos de despesa e de tipos de rendimento fazem-se necessárias. Em primeiro lugar, dadas as expressivas mudanças nos mercados de consumo e de trabalho, com a progressiva segmentação de produtos e a incorporação de novas fontes de renda, notadamente das transferências, verificam-se alterações e, principalmente, a ampliação dos itens (códigos) de despesa e de recebimento. Essas mudanças foram de grande envergadura na POF de 2002-2003, devido, em grande medida, à ampliação geográfica e temática da pesquisa. Soma-se a isso a incorporação, na investigação, dos gastos não-monetários, que demanda uma discriminação maior de itens de consumo e um aprimoramento da captação dos recebimentos. Em segundo lugar, a forma de organização das informações para a apresentação dos dados se alterou, ou melhor, a classificação de determinados bens e serviços em grupos de despesa foi modificada, bem como a discriminação das principais rubricas de despesa em subgrupos. Como exemplos, vale citar a mudança na composição dos gastos em transporte entre as POFs de 1987-1988 e 1995-1996 e a de 2002-2003, com a entrada nessa última das aquisições de veículos na rubrica transporte, que, anteriormente, eram consideradas como aumento de ativo, diferença importante que tem impacto significativo na comparação das rubricas. No caso dos subgrupos de despesa, chamam a atenção as alterações na rubrica de assistência à saúde e na habitação, fortemente influenciadas pelos movimentos nesses mercados consumidores.

Cabe destacar, também, que os microdados da POF de 2002-2003 foram sendo disponibilizados paulatinamente, tendo sido divulgada, em julho de 2006, a totalidade das informações coletadas. Hoje se conta com os dados antropométricos de todas as pessoas, inclusive das crianças, bem como dos gastos não-monetários com bens e serviços de saúde, havendo, ademais, variáveis que discriminam outras características dessas despesas: característica do serviço de saúde, tipo de medicamento e a não-aquisição decorrente de restrição monetária.

Como já apontado ao longo do texto, o levantamento das aquisições não-monetárias foi um avanço da última POF. Era demanda recorrente, dado que a produção para autoconsumo no meio rural, a oferta de bens pelos poderes públicos, a concessão de benefícios pelos empregadores e por outras instituições ou, mais amplamente, as redes públicas e privadas de proteção social são importantes fontes de renda, o que implicava subestimar a renda e, conseqüentemente, o bem-estar da população. A POF buscou sanar essa lacuna, restringindo a investigação aos bens (produtos físicos) adquiridos não monetariamente, salvo no caso da assistência à saúde, cuja coleta cobriu também os serviços.

No caso, essas novas informações permitiram trabalhar de forma mais detalhada e fazer os cruzamentos necessários para o cálculo da renda conforme proposto no plano tabular da pesquisa.

### 3.5 Comparativo entre Pesquisas de Orçamentos Familiares

Um dos aspectos mais importantes de qualquer pesquisa é permitir que possa ser refeita futuramente e que mantenha a possibilidade de comparação com os resultados anteriores.

Nesta subseção apontamos os limites e os cuidados que devem ser tomados para que a comparação dos resultados das POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003 seja feita de forma adequada e pertinente. Assim, vários aspectos devem ser levados em consideração na comparação temporal da pesquisa: o contexto socioeconômico, a abrangência geográfica, o diferente escopo das pesquisas e as diferenças metodológicas na construção dos planos tabulares.

O primeiro aspecto a ser observado na comparação das POFs diz respeito a sua abrangência geográfica. As POFs de 1987-1988 e 1995-1996 pesquisaram apenas os principais centros urbanos do país, representados pelas RMs (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre) e pelas cidades de Goiânia e Brasília. Assim, qualquer comparação com a POF de 2002-2003 deve ser feita apenas para esses recortes geográficos, não sendo possível qualquer avaliação de mudança nos hábitos de consumo e da renda das famílias fora dessas áreas. Além dessas áreas, a POF de 2002-2003 investigou as demais áreas urbanas e o meio rural.

A POF de 2002-2003 garantiu assim a comparabilidade temporal da pesquisa e foi além. É possível fazer estimativas de gastos, com uma probabilidade de acerto razoável, para o total dos estados, o total de suas áreas urbanas e para as áreas rurais das grandes regiões (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste), além do total para o Brasil: urbano, rural e total.

Além disso, com a nova POF é possível a construção de índices de custo de vida regionalizados, de importância fundamental para a tomada de decisão dos agentes (pessoas e empresas). A tentativa de criar índices de custo de vida regionais vem sendo feita no Brasil desde o início dos anos 1990, com a discussão sobre convergência de renda.

O segundo aspecto fundamental na comparação das POFs é a observação do contexto socioeconômico que envolveu cada um dos levantamentos. A primeira pesquisa, realizada entre 1987 e 1988, ocorreu durante um período bastante

conturbado. No âmbito político havia a transição do regime autoritário para a democracia; e em termos econômicos, o país estava passando por um período de hiperinflação e baixo crescimento.

Entre 1986 e 1989 diversos planos econômicos foram editados para tentar conter o processo inflacionário (Cruzado, Bresser, Verão, para citar alguns). A POF de 1987-1988, na verdade, foi a campo durante um ano e meio, sendo o primeiro terço desconsiderado pelas mudanças abruptas no comportamento dos preços ocorridas com o Plano Cruzado.

Ainda que se tenha tentado eliminar a influência do congelamento de preços sobre os dados da POF, o desequilíbrio entre a oferta e a demanda, causado pela euforia da demanda dos preços contidos, gerando ágio de preços, deve estar gravado na estrutura de consumo observada. Os planos econômicos, além de afetarem os preços, geravam muita incerteza em relação ao abastecimento, sobretudo de produtos alimentícios. É importante lembrar que, à época, não se utilizaram importações para assegurar a oferta.

Durante a realização da pesquisa de 1995-1996, que ocorreu oito anos depois da de 1987-1988, o país vivia um momento completamente distinto. O Plano Real havia estabilizado os preços, a transição política dava sinais de maior consolidação, e as instituições entravam em um novo momento.

No campo econômico, o período foi marcado pelos desdobramentos de um plano de estabilização, o Plano Real. Ali também se observa uma forte elevação da demanda – um surto de consumo de bens de primeira necessidade e de bens duráveis, mas sem tabelamento e em condições de oferta bem mais satisfatórias, inclusive pela abertura externa, viabilizando as importações, como forma de atender a demanda.

A demanda interna, que já vinha de uma trajetória favorável, cresceu em função da contenção dos preços internos, num processo de abertura comercial iniciado em 1990, acelerando-se no período – e de valorização da moeda local (o real). A menos que se contivesse o nível de atividade – uma opção difícil no contexto de eleições para o governo federal –, era essencial a garantia de níveis razoáveis de abastecimento para conter o processo inflacionário.

A POF de 2002-2003 se deu num momento importante da política nacional – a chegada ao poder do primeiro governo de esquerda desde a ditadura militar – e em termos econômicos, já que os limites da estabilidade da moeda foram testados. Apesar da turbulência vivida durante parte do ano de 2002 e início de 2003, quando o Governo Lula assumiu, o processo inflacionário não se consolidou e

imagina-se que os hábitos de consumo, fortemente afetados pelo real, em 1994, tenham se mantido em grandes linhas.

Para os pesquisadores é sempre um desafio distinguir os efeitos dos hábitos e das mudanças econômicas e institucionais do país (como, por exemplo, as privatizações e a abertura comercial) no padrão de consumo da população.

Outro fator relevante para a comparabilidade das pesquisas são os produtos investigados numa e noutra. As POFs de 1987-1988 e 1995-1996 apresentaram, *grosso modo*, a mesma lista de produtos analisados (cerca de 3.500), quando a POF de 2002-2003 sofreu acréscimo considerável, tanto em termos de abrangência quanto em termos de especificação, tendo ultrapassado a marca de 10 mil itens investigados.

É possível que a POF de 1995-1996 não tenha captado todas as mudanças advindas da abertura comercial por questões técnicas do IBGE, que manteve uma segmentação limitada de produtos (não distinguindo os diferentes bens de uma determinada família), e mesmo porque o público estava aderindo aos poucos aos novos bens disponíveis no mercado interno.

Algumas mudanças são evidentes. Os aparelhos de DVD só poderiam constar da POF de 2002-2003, pois na pesquisa anterior ainda nem existiam. Outras nem tanto, como a decisão de nominar os medicamentos adquiridos pelas famílias em 2002-2003.<sup>22</sup>

Outro grande entrave à comparação temporal dos dados são as diferenças na agregação dos itens de consumo e de renda. A análise do plano tabular indica que a comparação entre as pesquisas pode ser feita diretamente; entretanto, isso é um resultado apenas aparente.

Quando o pesquisador começa a construção do plano tabular proposto pelo IBGE para cada um dos anos, a partir dos microdados, as dificuldades e diferenças se revelam. O que era considerado parte de um determinado grupo de consumo nas POFs de 1987-1988 e 1995-1996 encontra-se alocado em outro grupo na pesquisa de 2002-2003.

---

22. Com o objetivo de ilustrar as “novidades” na categorização das despesas na POF de 2002-2003 apresentaremos dois exemplos ou situações. A primeira diz respeito à discriminação concedida aos produtos, ou seja, permitiu-se ao investigador descrever o mesmo produto de maneiras diferentes, a depender da nomenclatura regional, do tipo de família, da variedade de marca etc. Isso buscava coletar melhor a informação e dar agilidade na digitação dos dados. Assim, o item “registro de fogão” do quadro despesas com artigos de banheiro, copa e cozinha, codificado nas POFs anteriores sob o número 39050, começou a aceitar cinco descrições, passando, então, a se compor de cinco códigos: de 3905001 a 3905005. Era em 1995-1996 somente descrito como registro de fogão, passando a valer além dessa descrição as seguintes: relógio de fogão, registro de botijão de gás, válvula de botijão de gás e relógio de botijão de gás.

O outro caso diz respeito àqueles produtos que em verdade são grupos de produtos, como era usual em medicamentos. Em 1995-1996, estavam sob o mesmo código (2901) os anti-infecciosos e antibióticos, que foram desagregados em sete “tipos”, quais sejam: anti-infeccioso, antibiótico, tandrifax (antibiótico), creme vaginal, remédio ginecológico, para infecções da boca e garganta, pomada vaginal.

O exemplo que mais chama a atenção é o da rubrica transporte, cujo aumento em relação às pesquisas anteriores foi muito significativo. Uma investigação mais cuidadosa do plano tabular, no entanto, permite identificar a razão dessa grande diferença. Ela ocorre em virtude de as aquisições de veículos terem sido computadas juntamente com a rubrica de transportes, o que não ocorria nas pesquisas anteriores, em que as despesas com aquisições de veículos eram computadas como aumento do ativo. Passando despercebida, essa diferença metodológica pode gerar significativos erros analíticos.

Outra rubrica para a qual chamamos a atenção diz respeito aos gastos com saúde. Tratando dos gastos com saúde em específico, algumas diferenças entre as POFs de 1987-1988 e 1995-1996 em relação à POF de 2002-2003 são perceptíveis de imediato. Enquanto as duas primeiras dividem o gasto com saúde em sete subgrupos de gastos, a saber: remédios, seguro-saúde e associação de assistência, tratamento dentário, consulta médica, hospitalização, óculos e lentes, e outros gastos com saúde, a POF de 2002-2003 apresenta dez subgrupos para esses gastos, a saber: remédios, plano/seguro de saúde, consulta e tratamento dentário, consulta médica, tratamento ambulatorial, serviços de cirurgia, hospitalização, exames diversos, material de tratamento e outros gastos com saúde. De forma coincidente haveria os subgrupos de remédios, plano e seguro de saúde, consulta e tratamento dentário, e consulta médica. Já tratamento ambulatorial e serviços de cirurgia foram desmembrados da rubrica hospitalização. E a rubrica óculos e lentes foi incorporada em material de tratamento. Ou seja, a comparação dos gastos com saúde requer a construção de uma metodologia própria para isso.

Nesse caso, além das dificuldades quanto à agregação dos itens de gasto, os próprios códigos e produtos investigados pela última pesquisa e as anteriores são muito diversos. Por exemplo, nas duas primeiras POFs não há abertura dos remédios ligados ao tratamento de Aids, o que acontece na POF de 2002-2003. Todas essas alterações tornam complexa a comparação entre as pesquisas, requerendo cuidado e atenção.

As mudanças nos códigos das despesas refletem em grande medida o dinamismo do consumo – a segmentação dos mercados e produtos, a evolução tecnológica –; e nos códigos das receitas, a incorporação de novas fontes de renda. Essas alterações foram de grande envergadura na POF de 2002-2003, devido, em grande medida, à ampliação geográfica e à temática da pesquisa. A incorporação dos gastos não-monetários requer uma discriminação maior dos itens de consumo, e, com relação aos recebimentos, atenção especial deve ser dada aos programas de transferência de renda e ao aprimoramento da captação dos recebimentos.



### 3.6 Soluções aplicadas ao uso da base

Uma das maiores dificuldades na geração de informações e estatísticas utilizando-se a POF diz respeito à correta codificação da base de dados. Assim, sugere-se a qualquer pesquisador que procure reproduzir o Plano Tabular do IBGE, para que se tenha segurança quanto ao tratamento da base, a fim de posteriormente adequar e construir seus próprios planos tabulares.

#### 3.6.1 Códigos de despesa

São apresentadas a seguir as principais dificuldades e soluções encontradas na construção do plano tabular da despesa. O Plano Tabular do IBGE foi utilizado como referência, pois apresenta a forma de agregação dos gastos.

O programa de gastos por nós elaborado utiliza simultaneamente 11 das 14 subestruturas, em que são agregados os 10.429 produtos pesquisados (planilha Excel que acompanha os microdados) em 131 grupos de gastos, conforme a sugestão do IBGE.

A primeira dificuldade encontra-se na codificação dos produtos. A utilização da variável código apenas resulta em erros, pois produtos diferentes aparecem com o mesmo código, como, por exemplo no quadro a seguir:

QUADRO 4

#### Exemplo da estrutura de código dos produtos

Quadro	Código	Produto
7	101	Água e esgoto (domicílio principal)
7	102	Água e esgoto (m <sup>3</sup> )
8	101	Azulejo e piso
8	102	Piso

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003 (2ª versão do CD microdados) e POF de 2002-2-2003, 2005 (planilha de produtos).

Esse problema inexistia nas POFs de 1987-1988 e 1995-1996, nas quais cada produto possuía um único código. Isso porque, nessas POFs, o número do quadro estava incorporado aos códigos do produto. Na POF de 2002-2003, duas alterações foram feitas. A primeira consistiu na maior discriminação dos produtos (quadro 5); e a outra, em retirar o número do quadro das duas primeiras posições. A solução que encontramos, a partir da leitura do novo plano tabular sugerido, foi a de mais uma vez incorporar o número do quadro ao código do produto, por meio de uma pequena manipulação algébrica, que foi utilizada ao longo de todo

QUADRO 5

**Exemplo de recodificação dos produtos**

Quadro	Código	Produto	Recodificação
7	101	Água e esgoto (domicílio principal)	700101
7	102	Água e esgoto (m <sup>3</sup> )	700102
8	101	Azulejo e piso	800101
8	102	Piso	800102

Fonte: Elaboração própria a partir da planilha de produtos da POF de 2002-2-2003.

o restante da programação. Criamos assim o código do produto a 7 dígitos, conforme o quadro 5.

Efetivamente, o procedimento consistiu na multiplicação da variável quadro por 100 mil e a sua soma ao código do produto, obtendo-se um novo código de produto, aqui chamado de recodificação, e ao longo da programação referido apenas como “cod”. No caso dos quadros 63 a 69, que dizem respeito aos produtos alimentares, material de limpeza e outros produtos agregados, utilizou-se a variável grupo para a realização da operação de recodificação. Tal procedimento não tem qualquer implicação para a recodificação e/ou diferença do que consta no plano tabular, e a necessidade de adoção de uma variável diferente pode ser facilmente observada ao se abrir a Planilha de Produtos da POF de 2002-2003.

Feita a recodificação dos produtos e adotando-se o Plano Tabular do IBGE como referência, chega-se a um total de 131 grupos de despesas. Uma vez reproduzido o Plano Tabular do IBGE, passa-se à construção e ao tratamento dos dados conforme o interesse e o objetivo da pesquisa.

Para que o pesquisador tenha certeza de que o tratamento das informações está sendo feito de forma adequada, é indispensável esse processo de reprodução da informação publicada pelo IBGE no que diz respeito à renda e aos gastos.

No caso específico do nosso interesse, deve-se chamar a atenção para o fato de que o algoritmo de classificação das famílias, no caso estratos de renda familiar *per capita*, será constituído com base no universo monetário, haja vista a necessidade de compararmos os dados das diferentes POFs. Isso será um diferencial significativo frente ao que o IBGE disponibilizou para a POF de 2002-2003, uma vez que os dados publicados/disponibilizados estão discriminados por estratos de renda familiar mensal total, monetária e não-monetária.

### 3.6.2 Códigos de renda

A construção do plano tabular da renda é um pouco mais complexa do que aquele que realizamos para o gasto. Primeiro porque o referido plano está dividido em duas partes, uma que calcula a renda monetária e outra que calcula a renda não-monetária.

Da mesma forma que no programa de gastos, adotamos o processo de recodificação a sete dígitos. Entretanto, no caso da renda houve necessidade de usar outro processo de recodificação no que diz respeito às variáveis relativas às despesas com impostos, previdência, outras despesas trabalhistas e outras deduções. No caso dessas rendas, ou melhor, deduções sobre a renda bruta, estas se encontram também nos arquivos de rendimento (estruturas 12 e 13).

No entanto, para possibilitar a identificação dessas variáveis e sua compatibilização com a codificação sugerida no Plano Tabular do IBGE, além de multiplicarmos por 100 mil e somar o código da receita, procedemos ainda à seguinte transformação:

- no caso dos impostos, o código de despesa = (número do quadro\*100000) + (código do produto + 400000);
- no caso das deduções trabalhistas, o código de despesa = (número do quadro\*100000) + (código do produto + 300000);
- outras deduções trabalhistas, o código de despesa = (número do quadro\*100000) + (código do produto + 500000); e
- demais deduções das outras rendas, o código de despesa = (número do quadro\*100000) + (código do produto + 600000).

Para o cálculo da renda monetária utilizamos simultaneamente 3 das 14 estruturas, quais sejam: os rendimentos (estrutura 12), outros rendimentos (estrutura 13) e as pessoas (estrutura 2). Para o cálculo da renda não-monetária, definida como aquela proveniente de “tudo que é produzido, pescado, caçado, coletado ou recebido em bens (troca, doação, retirada do negócio, produção própria e salário em bens) utilizados ou consumidos durante o período de referência da pesquisa e que, pelo menos na última transação, não tenha passado pelo mercado”, utilizamos 10 das 14 estruturas, ficando de fora apenas as estruturas relativas às condições de vida, do domicílio, inventário dos bens e aos gastos com saúde (da estrutura 14 – incorporada na terceira edição).<sup>23</sup>

23. A utilização da estrutura 14 no cálculo da renda não-monetária faz com que os valores encontrados sejam diferentes daqueles apresentados em IBGE (2004). A sua incorporação ou não no cálculo da renda não-monetária decorre da decisão individual de cada pesquisador.

No caso do programa do rendimento monetário, é necessário salientar alguns problemas encontrados por esses pesquisadores. Em primeiro lugar, o plano tabular da pesquisa é confuso no que diz respeito à codificação da renda, apresentando uma série de códigos que não são encontrados na estrutura de rendimento da pesquisa, como, por exemplo, no caso do rendimento monetário, em que não foi possível identificar a que se referem alguns dos códigos do plano tabular – códigos 54445 ou 54545.

Outra dificuldade diz respeito ao tratamento das informações da pesquisa relativas à renda disponível proveniente de “aplicações de capital”. O plano tabular sugere que a renda disponível em aplicações de capital é resultado da soma dos valores dos códigos de 55001 a 55004. Entretanto, se procedermos de tal forma encontraremos um resultado diferente daquele que está em IBGE (2004). Utilizando as informações repassadas por técnicos do IBGE, descobrimos que a renda disponível referente a aplicações de capital é resultado da diferença entre os resgates e as aplicações, calculadas individualmente pessoa a pessoa e para cada um dos códigos correspondentes. Assim, a programação faz um cálculo individual, que consiste em tomar cada item de aplicação e fazer a diferença só considerando aqueles em que o resultado for maior do que 0. De forma a facilitar o entendimento, apresentamos dois exemplos:

Aplicação em renda fixa (retirada) – aplicação em renda fixa (aplicação) > 0

Poupança (retirada) – poupança (aplicação) > 0

O que é apresentado como renda disponível é a diferença líquida entre resgates e aplicações; ou seja, para efeitos contábeis e econômicos o que importa de fato é apenas a renda disponível para gastos efetivamente.

Se, para o caso das aplicações, utilizando-se as informações repassadas pelos técnicos do IBGE foi possível chegar ao mesmo resultado apresentado em IBGE (2004), o mesmo não ocorreu com o rendimento do trabalho e com os rendimentos das aposentadorias (previdências pública e privada). Apesar das indicações fornecidas e das diversas tentativas feitas, chegamos a um ponto em que o trabalho de reprodução se mostrou infundável.

### 3.6.3 Adequação do plano tabular

Reconstruído o Plano Tabular do IBGE, o passo seguinte consiste em criar novos planos tabulares, o que só é possível mediante a utilização dos microdados da POF. Além disso, a construção de outros planos tabulares é recomendada em função dos objetivos individuais de cada pesquisador, como, por exemplo, o plano

tabular proposto por Barbosa, Ellery e Souza (2007) no capítulo 12 do presente livro, em que despesas de diferentes rubricas são agrupadas para se analisar o que os autores chamam de gastos culturais. Além disso, quando iniciamos o processo de comparação entre as POFs verificamos que, apesar de os planos tabulares apresentarem a mesma estrutura agregada, ocorrem diferenças substanciais que podem levar a análises e resultados incoerentes.

Um dos que mais chamam a atenção diz respeito ao código relativo a “aquisição de veículos e motocicletas”, como colocado anteriormente. Nas POFs de 1987-1988 e 1995-1996 essa rubrica faz parte da variação do ativo da família. Na POF de 2002-2003 a mesma rubrica foi considerada um gasto com veículos, estando dentro do item gastos com transportes. Assim, para um pesquisador que esteja trabalhando apenas com os resultados agregados publicados e disponibilizados pelo IBGE no Sidra, o resultado encontrado seria uma enorme variação nos gastos com transporte ao longo dos anos, quando comparamos os valores já deflacionados e apenas para os recortes geográficos possíveis (RMs).

A análise desse resultado nos levaria à conclusão de que os gastos com transporte alteraram de forma substancial a estrutura de consumo das famílias, dando à rubrica transporte um peso maior do que tinha anteriormente. Mesmo que admitamos como correto esse procedimento, e passemos a considerar o gasto com “aquisição de veículos” como parte do gasto em transporte, o mesmo procedimento deve ser adotado nas POFs anteriores, de forma a garantir tal comparabilidade.

Isso só é possível, no entanto, se utilizamos os microdados da pesquisa e conseguimos construir nosso próprio plano tabular, de forma a garantir a comparabilidade e ao mesmo tempo atender aos objetivos específicos da investigação.

#### **4 A RENDA E O CONSUMO SEGUNDO A POF DE 2002-2003**

O objetivo deste tópico é analisar os perfis do recebimento e de dispêndio das famílias brasileiras, especialmente os associados a classes de renda e à situação domiciliar (urbano não-metropolitano, rural, metropolitano).

Um primeiro aspecto que chama a atenção é o elevado grau de urbanidade da sociedade brasileira, com 83% da população residente nas cidades. Tal resultado, porém, é bastante controverso, pois o conceito de urbano é considerado muito elástico, abrangendo desde núcleos escassamente povoados até as grandes metrópoles. Nelas, inclusive, encontra-se, segundo os dados da POF, cerca de 1/3 da população brasileira, participação bem mais modesta. Pode-se afirmar que a envergadura do urbano não-metropolitano e sua heterogeneidade ofuscam as diferenças entre as

realidades urbanas e rurais. Todavia, os dados para o meio rural apontam para a existência de claros diferenciais nos rendimentos e nos dispêndios das famílias aí residentes. O que se pode sustentar é que o universo de populações, que tem os perfis rurais mostrados nas tabelas a seguir, é mais numeroso.

No que se refere às diferenças entre o rural e o urbano, cabe demarcar, em primeiro lugar, o tamanho da família, que no meio rural é bem superior ao das cidades e das metrópoles, cujos tamanhos são bastante próximos (tabela 4). Nessa direção, observa-se que as famílias metropolitanas e urbanas têm perfis relativamente semelhantes, salvo na participação das despesas de consumo no orçamento e nos valores absolutos dos recebimentos e gastos. Efetivamente, o recebimento mensal familiar *per capita* metropolitano é 59% superior ao do urbano não-metropolitano, que, por sua vez, supera em 111% o dos domicílios rurais. Esses diferenciais se preservam no caso dos orçamentos, com o gasto mensal familiar *per capita* metropolitano superando em 57% o urbano não-metropolitano, e este sendo maior que o rural em medida similar à observada para o caso da renda.

A importância da parcela não-monetária da renda é outra diferença marcante entre o Brasil urbano (metropolitano e não) e o rural. Enquanto nas áreas urbanas

TABELA 4  
**Brasil: população – famílias e pessoas, gasto mensal familiar *per capita*, recebimento mensal familiar *per capita* e composição da renda e das despesas, segundo a situação do domicílio – 2002-2003**

Indicadores	Total – média	Metropolitana	Urbana não-metropolitana	Rural
Famílias	48.534.638	15.653.706	25.479.496	7.401.436
Pessoas	175.845.964	54.155.490	91.690.313	30.000.161
Tamanho médio da família	3,6	3,5	3,6	4,1
Participação na população (%)				
Famílias	100	32	52	15
Pessoas	100	31	52	17
Recebimento mensal familiar <i>per capita</i>	500,62	729,31	458,28	217,18
% não-monetária	14	13	14	23
Gasto mensal familiar <i>per capita</i>	490,73	708,81	452,46	214,01
% não-monetária	16	15	15	24
% das despesas de consumo	82	80	83	90

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003 (microdados). Cálculo dos autores.

essa participação fica em torno de 14%, nas áreas rurais atinge 23% da renda. Nas áreas urbanas e metropolitanas, o predomínio na renda não-monetária é o aluguel imputado às moradias próprias ou cedidas, diferentemente do que se observa no meio rural, onde a essa fonte se soma a produção para autoconsumo.

Considerando-se a composição dos gastos não-monetários, as despesas em habitação, que, *grosso modo*, se referem quase exclusivamente ao aluguel estimado, representam 12% e 13% dos orçamentos urbanos e rurais, respectivamente.<sup>24</sup> A diferença de importância da parcela não-monetária nos orçamentos das famílias rurais se encontra nos gastos alimentares, nos quais se destacam a produção para autoconsumo e a troca de mercadorias entre produtores, revelando que as atividades de subsistência ainda são de grande importância na geração de renda no meio rural. Assim, se no meio urbano a moradia própria é uma fonte importante de renda, no meio rural é o fato de a moradia estar também associada ao trabalho, pois parte dos alimentos consumidos no meio rural é produzida no “quintal” de casa.

As diferenças de participação das despesas de consumo no orçamento, ainda que pareçam de pequena monta, são importantes, pois indicam o grau de comprometimento com impostos, contribuições trabalhistas, serviços bancários e transferências interfamiliares, de um lado, e o nível de poupança – investimento – das famílias (despesas com aquisição e reforma de imóveis, com aplicações financeiras, com pagamento de empréstimos e com prestações do imóvel) de outro. Se nas famílias metropolitanas 20% do orçamento se destina a essas duas rubricas, tal parcela diminui para 17% e 10% nas famílias urbanas não-metropolitanas e nas rurais, respectivamente. Isso resulta do fato de as cidades e, em especial, as metrópoles apresentarem, de um lado, um maior grau de formalização da vida econômica e, de outro, maiores custos de habitação.

A tabela 5 apresenta o gasto e a renda médios, a composição da renda, segundo as principais fontes, e a participação da população de cada situação do domicílio (urbano não-metropolitano, metropolitano e rural) para estratos selecionados de renda.<sup>25</sup> Alguns aspectos chamam a atenção. O primeiro diz respeito à sobre-representação da população rural nos 20% e na metade mais pobre, pois se no universo populacional a contribuição do meio rural, como dito, é de somente 17%, nesses dois estratos de renda atingem 35% e 25%, respectivamente. No outro extremo,

24. Para mais detalhes, ver tabela 1 do anexo.

25. Decidiu-se empregar a renda monetária familiar *per capita* como a variável de ordenamento da população na definição dos estratos de renda, sendo que, ademais, considerou-se todo o universo populacional. Não foram, portanto, excluídos os empregados domésticos e seus familiares nem tampouco os agregados. Assim, os 50% mais pobres referem-se à metade mais pobre em termos monetários. O recorte escolhido para a estratificação segue proposta de Pinto (2000) – artigo publicado originalmente em 1976. Sustenta-se que esse recorte se mostra adequado a ilustrar o grau de desigualdade da renda e do consumo.

TABELA 5  
**Brasil: população – famílias e pessoas, gasto mensal familiar per capita, recebimento mensal familiar per capita e composição dos rendimentos, segundo estratos selecionados de renda – 2002-2003**

Indicadores	Brasil	20% mais pobres	50% mais pobres	20% seguintes aos 50-	20% abaixo dos 10 +	10% mais ricos
Famílias	48.534.638	7.249.060	20.284.979	10.760.444	11.077.381	6.411.834
Pessoas	175.845.964	35.076.686	87.918.348	35.148.295	35.192.580	17.586.741
Gasto mensal familiar per capita	490,73	121,10	175,93	366,50	678,07	1.937,82
Recebimento mensal familiar per capita	500,62	72,55	133,15	333,69	666,27	2.339,72
Composição dos rendimentos						
Rendimentos do trabalho (%)	63	42	55	63	67	62
Empregado (%)	43	26	38	47	48	41
Empregador (%)	7	0	1	2	6	11
Conta-própria (%)	12	16	16	14	14	10
Transferências (%)	15	12	14	15	13	16
Previdência pública (%)	11	7	10	12	10	11
Aluguéis (%)	2	0	0	1	2	3
Outros (%)	6	1	2	2	4	10
Não-monetário (%)	14	44	29	19	14	9
Participação na população de famílias do estrato						
Metropolitana (%)	31	16	21	32	41	53
Urbana não-metropolitana (%)	52	49	54	55	53	44
Rural (%)	17	35	25	13	6	3

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003 (microdados). Cálculo dos autores.



chama a atenção a presença mais expressiva da população metropolitana nos 10% mais ricos, uma vez que na população geral menos de 1/3 é metropolitana, frente a mais da metade nesse estrato mais rico.

Em segundo lugar, destaca-se o quão desigual é a distribuição de renda e do consumo, com o rendimento mensal familiar *per capita* dos 10% mais ricos sendo 17,6 vezes o rendimento da metade mais pobre. Por mais que a desigualdade diminua quando se trata do consumo, ainda se mostra bastante expressiva, com a razão entre o gasto mensal familiar *per capita* dos 10% mais ricos e o dos 50% mais pobres atingindo 11 vezes. Essa diferença se deve a outro aspecto bem marcante dos perfis orçamentários, segundo estratos de renda, qual seja: a presença de déficits orçamentários, ou melhor, a diferença entre renda e gasto, nas populações pobres e nos estratos médios. Tal déficit diminui à medida que se aumenta a renda ou o gasto. Assim, nos 20% mais pobres, o orçamento é 67% superior ao rendimento reportado, passando a 32%, para a metade mais pobre, e a 10% nas famílias situadas entre a mediana e o 70° percentil de renda monetária mensal familiar *per capita*. Déficit que, *grosso modo*, inexistente nas famílias localizadas entre o 70° e o 90° percentil de renda monetária e que se torna superávit nos 10% mais ricos.

A composição do rendimento é outra característica diferenciadora entre pobres e ricos. Em primeiro lugar, destaca-se, entre os pobres, a significativa participação da parcela não-monetária da renda, especialmente entre os 20% mais pobres, em que ela atinge quase metade da renda. Considerando somente a parcela monetária da renda, observa-se o crescimento da parcela originária do trabalho à medida que se aumenta o rendimento monetário familiar *per capita*, decaindo, todavia, nos 10% mais ricos. E nesse crescimento o que se destaca é o rendimento do empregado, sendo que há uma diminuição pronunciada do rendimento de conta-própria. Concretamente, nos 20% mais pobres, o rendimento do trabalho representa 3/4 do rendimento monetário, subindo para 77%, na metade mais pobre da população, e atingindo 78% nos estratos situados entre a mediana e o 70° percentil e entre esse percentil e o 90°. E, nos 10% mais ricos, decai para pouco mais de 2/3. O movimento, em termos de participação do rendimento do empregado, é 46%, 54%, 58% para, respectivamente, os 20% mais pobres, os 50% mais pobres e a população situada entre a mediana e o 70° percentil, diminuindo, a seguir, para 56% e 45% nos localizados entre o 70° e o 90° percentil e nos 10% mais ricos. Já a participação dos rendimentos do trabalho por conta própria, que é de 29% nos 20% mais pobres, diminui constantemente, passando para 23%, 17%, 16% e 11% nos estratos de renda seguintes (50–, entre a mediana e o 70° percentil, entre o 70° e o 90° percentil e 10+). Considerando esses dados e o fato, apontado anteriormente, de a parcela não-monetária na renda ter maior significado nos

estratos inferiores de renda, pode-se concluir que parte expressiva da população se encontra à margem do mercado formal de trabalho, pois tanto os rendimentos não-monetários como os originários do trabalho por conta própria são fontes de renda próprias do trabalho dito precário. Efetivamente, nos 20% mais pobres e nos 50% mais pobres, essas duas fontes de renda respondem por 60% e 45% do total dos recebimentos, respectivamente.

Em relação às transferências, dois aspectos valem ser destacados: o primeiro é a neutralidade da previdência pública frente à distribuição da renda monetária, ou seja, sua participação na renda monetária é bastante similar em todos os estratos de renda considerados, situando-se ao redor de 13%; em segundo, os outros componentes das transferências, em que se destacam as chamadas bolsas – programas de transferência de renda –, têm um peso maior nos estratos mais pobres, resultando em um perfil progressivo para o total das transferências na renda monetária. Observa-se, também, uma contribuição mais expressiva das transferências que não a previdência pública nos 10% mais ricos, o que, no caso, se deve às pensões alimentícias, às bolsas de estudos e às aposentadorias e pensões da previdência privada.

As fontes de renda oriundas de aluguéis e do agregado outros, composto por vendas, empréstimos e aplicações de capital, são importantes nos 10% mais ricos e nos 20% imediatamente inferiores, respondendo por 14% e 7%, respectivamente. Nos outros estratos a contribuição dessas fontes de renda se situa ao redor de 3%.

A tabela 6 apresenta a estrutura orçamentária, segundo os estratos de renda selecionados, nos quais ficam bem definidas as diferenças de composição dos orçamentos. Enquanto os 20% mais pobres despendem 35% de seu orçamento com alimentação, os 10% mais ricos gastam apenas 10%, valor este que declina de forma acentuada principalmente entre os 30% mais ricos da população. Por outro lado, o gasto com transporte é mais alto quanto mais rica se torna a população. Isso é reflexo do fato de que nos estratos superiores de renda é maior a participação dos residentes nas cidades e metrópoles, onde as despesas com automóveis e outros gastos adicionais são mais expressivos.<sup>26</sup> A renda mais alta também influencia os gastos com saúde, educação, outras despesas e despesas com aumento do ativo.

No caso dos 20% mais pobres, em média 70% das despesas de consumo são em alimentação e habitação. Se somarmos a essas rubricas os gastos com vestuário e transporte, atingem-se 84% dos gastos com apenas quatro grandes grupos de despesa. Considerando-se a média para os 50% mais pobres da população, os mesmos quatro grupos de despesa respondem por 81% de todos os gastos.

26. Parte dessa maior presença dos gastos em transporte nos estratos superiores de renda se deve ao fato de se haver preservado nesse item o Plano Tabular do IBGE, que, em 2002-2003, considerou as despesas com aquisição de veículos na rubrica transporte.

TABELA 6

**Brasil: gasto mensal familiar *per capita* e estrutura orçamentária, segundo estratos selecionados de renda – 2002-2003**

Indicadores	Total – média	20% mais pobres	50% mais pobres	20% seguintes aos 50–	20% abaixo dos 10 +	10% mais ricos
Gasto mensal familiar <i>per capita</i>	490,73	121,10	175,93	366,50	678,07	1.937,82
% não-monetária	16	28	23	19	15	12
% das despesas de consumo	82	95	93	89	84	74
Composição de despesas						
Alimentação (%)	17	35	30	22	16	10
Habitação (%)	29	35	35	34	30	25
Vestuário (%)	5	6	6	6	5	3
Transporte (%)	15	8	10	13	17	17
Higiene e cuidados pessoais (%)	2	2	2	2	2	1
Assistência à saúde (%)	5	4	4	5	6	6
Educação (%)	3	1	1	2	4	5
Recreação e cultura (%)	2	1	1	2	2	2
Fumo (%)	1	1	1	1	1	0
Serviços pessoais (%)	1	1	1	1	1	1
Despesas diversas (%)	2	1	2	2	2	3
Outras despesas correntes (%)	11	2	3	6	9	17
Aumento do ativo (%)	5	3	3	3	4	7
Diminuição do passivo (%)	2	1	1	1	2	2

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003 (microdados). Cálculo dos autores.

Para a metade mais rica da população, a distribuição das despesas com algumas rubricas perde importância relativa, diminuindo a participação dos gastos com alimentação, habitação e vestuário. Por outro lado, à medida que a renda aumenta, crescem de importância os gastos com transporte, educação, recreação e cultura, saúde, outras despesas correntes, aumento do ativo e diminuição do passivo.

É importante destacar também a participação das despesas de consumo em relação aos gastos totais. À medida que a renda cresce, diminui a participação das

despesas de consumo em relação aos gastos totais e aumenta a dos gastos com aumento do ativo e diminuição do passivo.

A primeira rubrica, a de aumento do ativo, se relaciona com a aquisição e a reforma de imóveis e com outros investimentos, o que indica que as famílias de maior poder aquisitivo despendem parte de sua renda na preservação e no crescimento de seu patrimônio, enquanto as famílias de menor poder aquisitivo destinam a esse tipo de gasto parcela bastante inferior – menos da metade. Já na rubrica diminuição do passivo, em que se inserem o pagamento de dívidas, de carnês e outras modalidades de empréstimo, as diferenças são menores, apontando, ainda assim, para uma capacidade maior de se contrair dívidas nas camadas de maior renda.

Na tabela 7 se busca sintetizar a desigualdade observada na distribuição de renda e de gastos, segundo a situação dos domicílios. Apresenta os principais indicadores de desigualdade nos rendimentos e nos dispêndios e aponta, de um lado, para a enorme concentração de renda presente no país, seja ela medida pelos recebimentos, seja pelos dispêndios. De outra parte, fica claro o fato de a desigualdade no meio rural ser bem inferior à observada nos meios metropolitano e urbano. Essa melhor distribuição, contudo, faz-se acompanhar de rendas e dispêndios significativamente menores no meio rural, o que aponta para a maior presença de populações com rendas baixas no meio rural.

É interessante notar que a concentração de renda diminui de modo expressivo quando se passa da renda estritamente monetária para a renda total e quando se consideram os gastos ao invés dos recebimentos. Efetivamente, para o conjunto da população, o índice de Gini da renda monetária familiar *per capita* atinge 0,623, frente a 0,591 para a renda total familiar *per capita*. E desse, para um valor de 0,559 quando se considera a despesa total familiar *per capita*. Não há dúvida de que a diferença entre a renda e a despesa nos estratos de renda inferiores parece indicar o grau de ajuste para a subdeclaração dos rendimentos, indicador ausente quando se trata da subdeclaração dos estratos superiores de renda. Poder-se-ia, ademais, defender que a despesa é um indicador melhor para a análise, uma vez que se aproxima do conceito de renda permanente. Há, no entanto, que se ter presente que essa escolha significaria diminuir o grau de concentração da renda de modo bastante expressivo, com o Gini caindo entre 0,031 e 0,047, a depender da situação de domicílio e de se considerar somente a parcela monetária ou não.

TABELA 7  
**Renda e despesa: índices de desigualdade segundo a situação do domicílio**

Situação do domicílio	Tipo de renda/gasto mensal familiar <i>per capita</i>	Theil-T	Gini	Média	Mediana	% de pobres <sup>a</sup>	50- (%)	10+ (%)
Total	Renda total	0,7150	0,5912	500,62	250,72	6	13	47
	Renda monetária	0,7950	0,6229	428,59	199,13	13	11	50
	Despesa total	0,6069	0,5589	490,73	265,82	4	14	44
	Despesa monetária	0,6748	0,5886	412,68	208,49	10	13	46
Rural	Renda total	0,6059	0,5336	217,18	127,63	15	16	42
	Renda monetária	0,7624	0,5918	166,91	88,27	31	13	47
	Despesa total	0,4666	0,4927	214,01	135,49	12	18	38
	Despesa monetária	0,5823	0,5453	162,62	93,85	27	15	41
Urbano não-metropolitano	Renda total	0,6663	0,5700	458,28	243,56	5	14	45
	Renda monetária	0,7198	0,5955	392,61	196,60	11	12	47
	Despesa total	0,5515	0,5357	452,46	259,07	4	15	41
	Despesa monetária	0,6049	0,5614	383,24	208,15	8	14	43
Metropolitano	Renda total	0,6402	0,5688	729,31	380,00	2	14	45
	Renda monetária	0,7154	0,5990	634,46	308,72	6	12	47
	Despesa total	0,5491	0,5379	708,81	394,04	1	16	42
	Despesa monetária	0,6076	0,5650	601,07	317,89	3	14	44

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003 (microdados). Elaboração própria.

<sup>a</sup> Valores em reais de 15 de janeiro de 2003, deflacionados pelo INPC-IBGE. Considerou-se como linha de pobreza o valor de 1/4 do SM na data de referência.

## 5 A EVOLUÇÃO DO CONSUMO E DA RENDA NOS ÚLTIMOS 20 ANOS

Para a comparação da evolução do consumo e da renda nos últimos 20 anos só foram considerados os gastos e recebimentos monetários, comuns às três POFs. Da mesma maneira, a comparação inclui apenas as RMs, o município de Goiânia e o Distrito Federal-Brasília.

Dos microdados da POF de 2002-2003, foram selecionados aqueles relativos aos domicílios das nove RMs mais os urbanos do Distrito Federal e os localizados na capital do Estado de Goiás (Goiânia). Resultou disso um universo similar aos das POFs de 1987-1988 e 1995-1996, havendo, como já assinalado, um descompasso em termos de tamanho amostral.

Para a apresentação dos dados por estratos de renda, decidiu-se dividir a população em cada uma das POFs segundo a renda monetária familiar mensal *per capita*, empregando como deflator o INPC-IBGE e como divisão a proposta por Pinto (2000 [1976]). Vale sublinhar que os limites (percentis) de renda dos estratos são próprios a cada uma das POFs.

A análise da tabela 8 permite apontar, primeiramente, para uma relativa estabilidade nos valores médios mensais do desembolso global e, em menor grau, do recebimento, medidos em termos familiares *per capita*. Em realidade, o recebimento cresce quase 9% entre 1987-1988 e 1995-1996, diminuindo, no período seguinte, quase 10%. Como as taxas de inflação quando da realização da primeira POF e nos anos subseqüentes eram elevadíssimas, o cotejamento com seus valores deflacionados deve ser visto com bastante cuidado.<sup>27</sup> No que concerne à desigualdade, assiste-se a movimentos distintos no caso do desembolso e da renda, o que se deve, em grande medida, ao comportamento da “poupança” ou do “endividamento” das famílias, considerados como a diferença entre renda e desembolso. Efetivamente, enquanto no desembolso a desigualdade aumenta para, no segundo momento, diminuir, no caso do rendimento, o incremento em sua concentração entre 1987-1988 e 1995-1996 se preserva, tendo, inclusive, aumentado um pouco no período seguinte. Isso porque o rendimento dos mais pobres diminuiu entre as POFs, ao passo que nos mais ricos ocorreu, no primeiro período, um crescimento para depois diminuir de modo menos pronunciado do que entre os pobres.

A queda na desigualdade do desembolso global entre a POF de 1995-1996 e a de 2002-2003 se deve ao crescimento nos orçamentos dos 20% e 50% mais

27. Decidiu-se, inclusive, não se aplicar o ajuste proposto por Corseuil e Foguel no que diz respeito ao *carry-over* inflacionário decorrente da mudança de unidade monetária ocorrida em julho de 1994 – o Plano Real. O emprego desse ajuste implicaria o aumento de 22,5% nos valores de 1987-1988.

TABELA 8

**Desembolso e recebimento mensal familiar *per capita*: evolução dos valores médios e por estratos selecionados de renda e dos indicadores de concentração**

(Em R\$ de janeiro de 2003)

Variáveis	1987	1996	2003
<b>Desembolso global</b>			
Média	n.d.	n.d.	708,81
Média monetária	600,27	598,79	601,07
20% mais pobres	131,00	120,71	142,59
50% mais pobres	200,90	193,86	209,86
20% seguintes aos 50–	452,21	436,08	448,80
20% abaixo dos 10 +	872,94	846,71	829,15
10% mais ricos	2.347,10	2.452,16	2.403,18
Gini monetária	0,560	0,579	0,565
Gini total	n.d.	n.d.	0,538
Theil-T	0,611	0,658	0,608
<b>Recebimento</b>			
Média	n.d.	n.d.	729,30
Média monetária	648,20	702,22	634,50
20% mais pobres	92,35	88,55	72,45
50% mais pobres	174,44	174,36	155,55
20% seguintes aos 50–	445,86	459,28	412,53
20% abaixo dos 10 +	891,68	959,90	873,95
10% mais ricos	2.933,75	3.310,85	2.990,75
Gini monetário	0,575	0,596	0,599
Gini total	n.d.	n.d.	0,569
Theil-T (monetário)	0,668	0,715	0,715

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003 (microdados). Elaboração própria.

Obs.: Valores em reais de 15 de janeiro de 2003, deflacionados pelo INPC-IBGE.

n.d. = não-disponível.

pobres – de 18,1% e 8,3%, respectivamente – frente a uma queda no desembolso dos 30% mais ricos – da ordem de –2,0%. A diferença entre os valores dos recebimentos e o dos desembolsos aponta para uma diminuição dos déficits orçamentários, nos estratos mais pobres, e o surgimento ou o crescimento dos superávits, nas faixas de maior renda, no primeiro período, entre 1987-1988 e 1995-1996. No segundo período assiste-se a um movimento inverso e de maior envergadura, ou

seja, os déficits se aprofundam e os superávits tornam-se menores do que na primeira POF. Esse comportamento resulta nas evoluções distintas da desigualdade no recebimento e no desembolso.

Como apontado, a evolução da renda apresentou o aspecto de “U” invertido no período, ou seja, cresce entre 1987-1988 e 1995-1996 e cai em 2002-2003, o que se pode creditar ao desempenho da renda originária do trabalho por conta própria, dos aluguéis e, no primeiro período, das transferências, notadamente da previdência pública. Os valores das parcelas relativas à renda do trabalho por conta própria e à renda dos aluguéis crescem de modo expressivo entre as duas primeiras POFs,<sup>28</sup> diminuindo no período seguinte, enquanto as transferências crescem no primeiro momento, estabilizando-se a seguir.

Os dados da tabela 9, que mostram a evolução da composição da renda, indicam um aumento expressivo da participação das transferências, que, entre 1987-1988 e 1995-1996, cresce quase 4 pontos percentuais (p.p.), chegando a

TABELA 9  
**Rendimento médio e decomposição da renda, segundo as principais fontes – 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003**  
(Em R\$ de janeiro de 2003)

Rubrica de rendimento	1987-1988	1995-1996	2002-2003 <sup>a</sup>
Rendimento médio <i>per capita</i>	648,20	702,21	634,46
Composição da renda			
Renda do trabalho	76,6	73,9	75,0
Empregado	52,5	49,7	55,5
Empregador	9,5	6,3	7,4
Conta-própria	14,6	17,9	12,1
Transferências	10,8	14,6	16,1
Previdência pública	8,0	10,4	11,2
Aluguéis	2,5	3,1	1,8
Outros	10,2	8,4	7,2
Total	100,0	100,0	100,0

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003 (microdados). Elaboração própria.

<sup>a</sup> Valores em reais de 15 de janeiro de 2003, deflacionados pelo INPC-IBGE.

28. Um dos efeitos da estabilização dos preços pelo Plano Real foi o aumento dos preços dos serviços pessoais, em que se encontra parcela significativa dos trabalhadores por conta própria.



representar cerca de 15% da renda das famílias. No período subsequente, o crescimento na contribuição das transferências é de 1,5 p.p., com um desempenho mais expressivo para as outras transferências que não a previdência pública.

De modo sumário, verificou-se que a participação da renda do trabalho na renda total permaneceu relativamente estável, situando-se ao redor de 75%. As alterações ocorreram na composição interna dessa fonte de renda e no crescimento de participação das transferências, contrabalançado por perdas nos ganhos oriundos de aluguéis e de outras fontes.

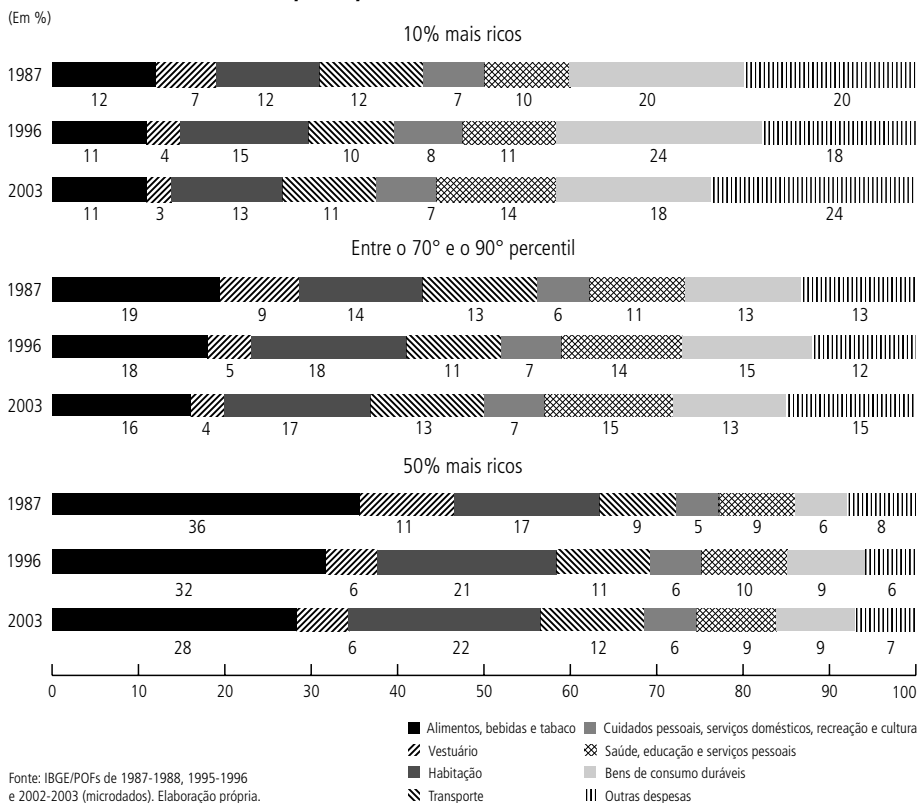
Nos gráficos a seguir, analisam-se a evolução das cestas de consumo, segundo estratos de renda monetária, e a forma como estão repartidos os “mercados” relativos aos principais grupos de despesa. A tabela 2 do anexo traz também o valor em reais para cada uma das rubricas de gasto segundo os estratos de renda selecionados. Pretende-se com isso avaliar, de um lado, como as alterações na economia – preços e renda – afetaram a composição dos gastos das famílias, verificando se tais alterações tiveram efeitos distintos a depender do nível de renda. De outra parte, interessa avaliar se houve movimentos de desconcentração nos diversos mercados, isto é, se os movimentos na desigualdade da renda e do consumo alteraram a partição nos mercados. Essa questão se dirige mais ao mercado de bens duráveis – eletroeletrônicos, casas, automóveis e artigos de mobiliário –, pois a ampliação e a desconcentração nesse mercado poderiam sugerir mudanças no estilo de desenvolvimento, na concepção formulada por Pinto (2000 [1976]; 1982) e Furtado (1961; 1966).

Mais uma vez lançou-se mão de proposta desenvolvida por Pinto (2000 [1976]), tanto no que se refere aos grupos de renda quanto no agrupamento dos tipos de despesa. Em sua proposta há a preocupação em associar os tipos e grupos de despesa à estrutura de oferta, ou melhor, aos ramos industriais e de serviços. Isso porque o autor buscava, em seu trabalho, analisar as interconexões entre a heterogeneidade nas estruturas de consumo e os perfis de oferta e estilos de desenvolvimento. Aqui concentraremos nossa análise em identificar a presença de heterogeneidade no consumo e avaliar em que medida ela se preserva durante os últimos 20 anos, apesar das diferenças de cenário econômico presentes em cada uma das POFs.

No gráfico 2 encontram-se os dados relativos às performances das composições dos desembolsos monetários de três grupos populacionais selecionados: a metade mais pobre, as pessoas situadas entre o 70º e o 90º percentil e os 105 mais ricos. Verifica-se que, para todos os grupos, houve diminuição das participações das despesas com alimentação e vestuário nos orçamentos globais, sendo de envergadura

GRÁFICO 2

**Evolução da composição do desembolso global monetário, segundo estratos selecionados de renda monetária familiar per capita – 1987-1998, 1995-1996 e 2002-2003**



maior a queda observada na metade mais pobre e, no caso do vestuário, a ocorrida entre 1987-1988 e 1995-1996. Essa diminuição foi contrabalançada, no caso dos 50% mais pobres, por um aumento do peso dos gastos em habitação, transporte e bens de consumo duráveis. Interessante notar que, inclusive, os gastos em transporte que eram claramente progressivos passaram a ser neutros, ou seja, pressionam igualmente os orçamentos de pobres e ricos.<sup>29</sup>

Já nos estratos superiores de renda, assistiu-se a um crescimento da participação no orçamento dos gastos em habitação, entre as duas primeiras POFs, e das outras despesas, onde sobressaem os impostos, entre a última POF e a de 1995-1996. Existem diferenças nas mudanças de participação nos orçamentos entre os 10% mais ricos e os 20% imediatamente inferiores, com as despesas em saúde e

29. Cabe destacar que nesse item foram feitas as adequações necessárias ao mesmo plano tabular, isto é, os produtos que compõem cada uma das rubricas são os mesmos para as três POFs.

educação pressionando o orçamento das famílias localizadas entre o 70° e o 90° percentil, o que, para os 10% mais ricos, só se manifestou no último período. Nesse estrato, a alteração que se distingue foi o incremento na participação dos gastos em bens duráveis ocorrida entre as duas primeiras POFs.

De modo resumido, observou-se naquilo que se denomina “classe média” – ou, como mais apropriadamente é denominado por Hoffmann (2005), os relativamente ricos – o aumento de participação no seu orçamento dos gastos em saúde e educação, os relativos à habitação – com destaque para os serviços públicos – e os voltados ao pagamento de impostos. Já nos 10% mais ricos a principal pressão no orçamento se localiza nos impostos, o que se pode considerar positivo, pois resultou em uma queda na desigualdade do desembolso global.

E como se comportaram as repartições entre os grupos de renda nos principais mercados de bens e serviços – as rubricas de gasto – é o objeto dos gráficos 3, 4 e 5, com o primeiro abarcando, além da estrutura de participação para o total das despesas, as despesas com alimentos, bebidas e tabaco; habitação; saúde, educação e serviços pessoais; e transporte. Os outros dois gráficos ilustram a divisão dos gastos com bens duráveis como um todo (gráfico 4) e para os bens que os compõem: eletroeletrônicos, imóveis, automóveis e artigos de mobiliário (gráfico 5).

Verifica-se, como já apontado na análise da tabela 8, um movimento de concentração das despesas monetárias entre as duas primeiras POFs, desfeito no período subsequente, quando se retorna ao perfil distributivo inicial. De fato, assiste-se a um crescimento da participação no total das despesas monetárias do estrato situado entre a mediana e o 70° percentil de renda monetária familiar *per capita*, tendo por contrapartida uma perda de espaço dos 20% imediatamente superiores a esse estrato.

GRÁFICO 3

### Evolução da estrutura de participação de estratos selecionados de renda monetária familiar *per capita* nos principais grupos de despesa – 1987-1998, 1995-1996 e 2002-2003

(Em %)

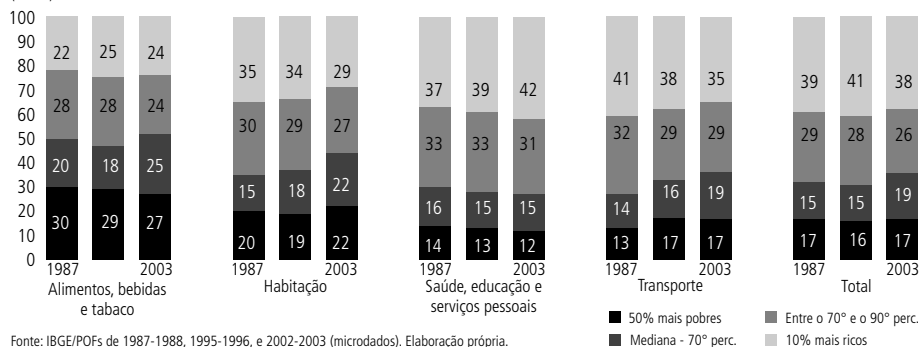


GRÁFICO 4  
**Estrutura de participação do mercado de bens duráveis – 1987-1998, 1995-1996 e 2002-2003**

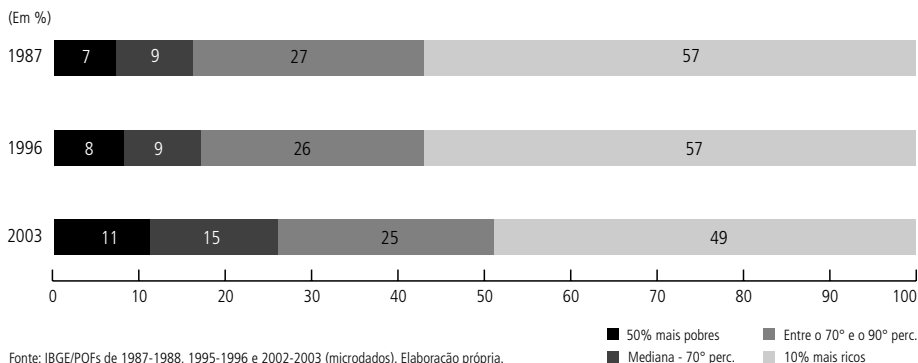
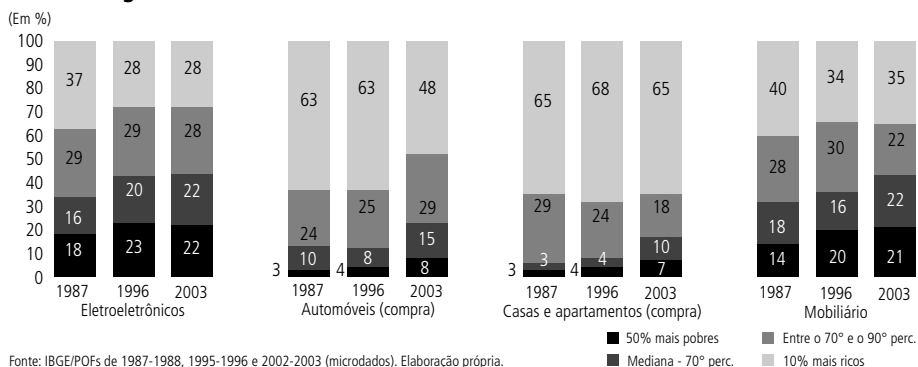


GRÁFICO 5  
**Estrutura de participação dos mercados de aparelhos eletroeletrônicos, automóveis, casas e artigos de mobiliários – 1987-1998, 1995-1996 e 2002-2003**



Nas despesas com alimentação, bebidas e tabaco, não se observam alterações na estrutura de participação pelos diferentes grupos de renda, enquanto nas despesas com habitação e transporte verifica-se um acréscimo de participação dos estratos inferiores e medianos de renda. Efetivamente, os 70% mais pobres, que tinham participação de 35% e 27% no total das despesas monetárias em habitação e transporte em 1987-1988, passam a responder, em 2002-2003, por 44% e 36%, respectivamente. Já para os gastos em saúde, educação e serviços pessoais observa-se um movimento concentrador, com a participação dos 30% mais ricos passando de 60% para 73%, entre 1987-1988 e 2002-2003.

De todo modo, os dados indicam haver uma rigidez nas estruturas de participação dos gastos, com uma elevada concentração das despesas, salvo nas despesas com alimentos, bebidas e tabaco. Esse quadro é ainda mais agudo no mercado de

bens duráveis, no qual os 10% mais ricos respondem por metade de todas as despesas. Somando-se a essa participação a dos 20% imediatamente abaixo, chega-se a uma participação dos 30% mais ricos no mercado de duráveis de cerca de 3/4, considerando a situação em 2002-2003 – quadro esse mais desconcentrado, uma vez que essa parcela da população era responsável, em 1987-1988, por 84% das despesas com bens duráveis (gráfico 4).

Vale notar que esse tênue movimento de espraiamento das despesas com bens duráveis ocorreu entre 1995-1996 e 2002-2003, resultado principalmente do crescimento da participação do estrato de renda entre a mediana e o 70º percentil associado à queda na contribuição dos 10% mais ricos. O gráfico 5, que discrimina em que subgrupos de duráveis ocorreram tais movimentos, indica que a desconcentração não foi uniforme, afetando ora uns ora outros grupos de renda, a depender do tipo de bem e do período.

O que de positivo se verificou foi o crescimento de participação no total dos gastos com eletroeletrônicos pelos 50% mais pobres e pelos 20% seguintes, tendo por contrapartida a perda de espaço dos 10% mais ricos. Tal processo se observou entre as duas primeiras POFs e, infelizmente, não teve continuidade. Todos os outros movimentos de desconcentração não foram decorrentes de perdas nos 10% mais ricos contrabalançadas por ganhos na metade mais pobre, o que parece apontar para a existência de limites na constituição de mercados de massa de maior homogeneidade, ou seja, apesar da indicação de desconcentração do consumo, estaríamos preservando sua heterogeneidade estrutural, como sugerido por Pinto (2000 [1976]; 1982) e Furtado (1961; 1966).

Nas despesas com aquisição de automóveis e de imóveis ocorreu, no período 1995-1996 e 2002-2003, uma perda de participação dos 10% mais ricos, sem, contudo, ter resultado em uma melhora substancial na desigualdade, pois a parcela de responsabilidade dos 50% e 70% mais pobres continuou muito pouco expressiva, particularmente no caso das aquisições de imóveis. Nesse mercado o que se verificou foi uma perda de importância dos estratos relativamente ricos (entre o 70º e o 90º percentil), compensada por ganhos nos 70% mais pobres, especialmente do estrato entre a mediana e o 70º percentil.

No caso dos automóveis, em que a queda de participação dos 10% mais ricos foi significativa, o espaço foi ocupado pelos estratos medianos e médios de renda, que passaram de uma participação de 34%, em 1987-1988, para 44%, em 2002-2003.

Em relação ao mercado de artigos de mobiliário, houve um aumento substancial da participação da metade mais pobre, particularmente entre 1987-1988 e 1995-1996, à custa de perdas de participação tanto nos 10% mais ricos como no

estrato entre a mediana e o 70º percentil. Esse movimento se altera no período seguinte, quando a desconcentração ocorre devido a perdas de participação no estrato dos relativamente ricos, contrabalançadas por ganhos no estrato de renda entre a mediana e o percentil 70º.

## REFERÊNCIAS

- BARROS, R. P. de; CURY, S.; ULYSSEA, G. *A desigualdade de renda no Brasil encontra-se subestimada? Uma análise comparativa com base na Pnad, na POF e nas Contas Nacionais*. Rio de Janeiro: Ipea, 2007 (Texto para discussão, n. 1.263).
- FURTADO, C. *Desenvolvimento e subdesenvolvimento*. 1ª ed. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1961 (Serie Estante de Economia).
- \_\_\_\_\_. Desarrollo y estancamiento en América Latina: un enfoque estructuralista. *Revista Desarrollo Económico*, Buenos Aires, v. 6, n. 22-23, p. 191-224, Jul./Dic. 1966.
- HOFFMANN, R. Distribuição de renda no Brasil: mudanças de 2002 para 2003 e a delimitação dos relativamente ricos. *Econômica*, Niterói (RJ), v. 7, n. 1, p. 77-95, 2005.
- IBGE. *Pesquisa de Orçamentos Familiares, 1987-1988*. Rio de Janeiro: IBGE, CD-ROM.
- \_\_\_\_\_. *Pesquisa de Orçamentos Familiares, 1995-1996*. Rio de Janeiro: IBGE, CD-ROM.
- \_\_\_\_\_. *Pesquisa de Orçamentos Familiares, 2002-2003: primeiros resultados*. Rio de Janeiro: IBGE, 2004, CD-ROM.
- \_\_\_\_\_. *Pesquisas de Orçamentos Familiares, 2002-2003*. Microdados: planilha de produtos. Rio de Janeiro: IBGE, 2ª versão, 2005a, CD-ROM.
- \_\_\_\_\_. *Sistema nacional de índices de preços ao consumidor – estrutura de ponderação a partir da Pesquisa de Orçamentos Familiares, 2002-2003*. Rio de Janeiro: IBGE, 2005b (Série Relatórios Metodológicos, v. 34). Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc\\_ipca/srmipca\\_pof.pdf](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/srmipca_pof.pdf)>.
- \_\_\_\_\_. *Pesquisa de Orçamentos Familiares, 2002-2003*. Rio de Janeiro: IBGE, 3ª versão, 2006, CD-ROM.
- OLIVEIRA, L. A. P.; SIMÕES, C. C. S. O IBGE e as pesquisas populacionais. *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, São Paulo, v. 22, n. 2, p. 291-302, jul./dez. 2005.
- PINTO, A. Estilos de desenvolvimento e realidade latino-americana. *Revista de Economia Política*, v. 2/1, n. 5, jan./mar. 1982.
- \_\_\_\_\_. Notas sobre os estilos de desenvolvimento na América Latina. In: BIELSCHOWSKY, R. (Org.). *Cinquenta anos de pensamento na Cepal*. Rio de Janeiro: Record, v. 2, 2000 (1976).
- SILVA, F. A. B. da; ARAÚJO, H. E.; SOUZA, A. L. O consumo cultural das famílias brasileiras: uma análise a partir da POF. In: SILVEIRA, F. G.; SERVO, L. M. S.; ALMEIDA, T.; PIOLA, S. F. (Orgs.). *Gastos e consumos das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: Ipea, v. 2, 2007.
- SILVEIRA, F. G.; CARVALHO, A. X. Y.; AZZONI, C. R.; CAMPOLINA, B.; IBARRA, A. *Dimensão, magnitude e localização das populações pobres no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, 2007 (Texto para discussão, n. 1.278).

**ANEXO**

TABELA A.1

**Despesas não-monetárias e sua composição pelas principais rubricas de gasto, segundo a situação do domicílio**

Indicadores	Total – média	Metropolitana	Urbana não-metropolitana	Rural
Despesas não-monetárias				
Valor mensal familiar <i>per capita</i>	75,39	104,36	66,43	50,47
% de desembolso global	16	15	15	24
Composição de despesas não-monetárias				
Alimentação (%)	10	4	9	37
Habitação (%)	82	89	81	55
Vestuário (%)	3	2	3	3
Transporte (%)	0	0	0	0
Higiene e cuidados pessoais (%)	1	1	1	0
Assistência à saúde (%)	0	0	0	0
Educação (%)	0	0	0	1
Recreação e cultura (%)	0	1	0	0
Fumo (%)	0	0	0	0
Serviços pessoais (%)	0	0	0	0
Despesas diversas (%)	0	0	0	0
Outras despesas correntes (%)	0	0	0	0
Aumento do ativo (%)	3	2	4	3
Diminuição do passivo (%)	0	0	0	0

Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003 (microdados).

TABELA A.2  
**Despesas monetárias mensais familiares per capita e sua composição pelas principais rubricas de gasto, nas regiões metropolitanas, Goiânia e Distrito Federal**  
 (Em R\$ de janeiro de 2003)

Rubricas de despesa	1987-1988						Média
	20% mais pobres	50% mais pobres	20% seguintes aos 50-	20% abaixo dos 10 +	10% mais ricos		
Alimentos, bebidas e tabaco	54,99	72,39	124,10	168,62	274,72	122,23	
Carne	9,71	13,65	24,77	31,57	41,65	22,26	
Cereais	5,38	5,80	6,22	5,59	4,95	5,76	
Outros alimentos	33,59	44,78	81,05	116,13	205,29	82,37	
Bebidas e tabaco	6,30	8,16	12,06	15,33	22,83	11,84	
Vestuário	13,58	22,56	51,44	82,85	169,07	55,05	
Tecidos, armarinhos e cama, mesa e banho	1,90	2,73	5,87	8,88	15,36	5,86	
Roupas	8,32	14,34	33,26	54,75	120,47	36,82	
Calçados	3,36	5,49	12,31	19,21	33,25	12,37	
Habituação	21,68	33,23	66,00	123,55	287,37	83,27	
Transporte	10,43	17,52	48,32	111,38	283,59	69,07	
Particular	2,05	5,79	27,09	77,81	173,39	41,22	
Público	7,25	9,73	14,77	14,30	10,36	11,71	
Viagens e outros	1,12	2,01	6,46	19,27	99,83	16,14	
Cuidados pessoais	2,55	3,70	7,69	12,09	22,29	8,03	
Serviços domésticos	0,36	0,93	3,36	12,94	46,36	8,36	
Saúde e educação e serviços pessoais	10,97	17,32	46,04	98,96	225,61	60,23	
Recreação e diversão	3,36	6,80	18,36	35,85	91,80	23,42	
Bens de consumo duráveis	5,80	11,34	40,90	113,16	476,48	84,14	
Automóveis (compra)	0,79	2,19	15,96	39,75	210,30	33,27	
Casas e apartamentos (compra)	0,53	1,56	4,96	39,86	177,42	27,49	
Mobiliário	1,38	2,36	7,42	11,94	34,28	8,48	
Aparelhos elétricos e mecânicos	3,10	5,24	12,56	21,60	54,48	14,90	
Outras despesas	7,28	15,10	45,99	113,57	469,82	86,46	
Desembolso global	131,00	200,90	452,21	872,94	2.347,10	600,27	

(continua)



(continuação)

Rubricas de despesa	1995-1996						Média
	20% mais pobres	50% mais pobres	20% seguintes aos 50—	20% abaixo dos 10 +	10% mais ricos		
Alimentos, bebidas e tabaco	45,85	61,63	100,16	149,98	267,15	107,56	
Carne	9,01	11,54	16,86	24,29	28,38	16,84	
Cereais	3,50	3,76	3,65	3,96	3,96	3,80	
Outros alimentos	27,66	37,95	65,73	103,23	207,71	73,54	
Bebidas e tabaco	5,68	8,38	13,91	18,50	27,09	13,38	
Vestuário	7,47	12,29	24,87	39,31	88,68	27,85	
Tecidos, armarinhos e cama, mesa e banho	0,71	1,05	1,96	2,88	7,74	2,27	
Roupas	4,43	7,27	15,68	25,72	60,59	17,97	
Calçados	2,33	3,97	7,22	10,71	20,36	7,61	
Habituação	24,10	39,90	93,72	154,81	362,44	105,91	
Transporte	11,89	20,67	47,72	89,37	233,30	61,09	
Particular	1,94	5,39	20,45	48,04	119,07	28,31	
Público	9,20	13,57	21,45	22,15	12,75	16,78	
Viagens e outros	0,75	1,70	5,82	19,18	101,49	16,00	
Cuidados pessoais	2,64	4,00	7,13	12,12	22,47	8,10	
Serviços domésticos	0,67	1,41	5,12	20,69	95,04	15,37	
Saúde e educação e serviços pessoais	11,81	19,33	54,72	117,34	277,11	71,80	
Recreação e diversão	2,77	5,43	15,21	32,12	81,06	20,29	
Bens de consumo duráveis	8,65	16,95	47,75	130,12	577,38	101,81	
Automóveis (compra)	0,91	4,26	21,11	64,26	324,82	51,70	
Casas e apartamentos (compra)	1,33	2,31	5,06	31,57	183,74	26,86	
Mobiliário	1,50	2,79	5,44	10,28	23,13	6,86	
Aparelhos elétricos e mecânicos	4,90	7,59	16,13	24,01	45,69	16,39	
Outras despesas	4,87	12,26	39,69	100,86	447,52	79,00	
Desembolso global	120,71	193,86	436,08	846,71	2.452,16	598,79	

(continua)

Rubricas de despesa	2002-2003						Média
	20% mais pobres	50% mais pobres	20% seguintes aos 50-	20% abaixo dos 10 +	10% mais ricos		
Alimentos, bebidas e tabaco	46,90	59,02	91,77	130,34	265,54	100,51	
Carne	8,88	11,11	15,68	19,59	28,97	15,51	
Cereais	4,36	4,68	4,42	4,11	4,88	4,54	
Outros alimentos	29,20	37,26	62,22	93,59	206,87	70,50	
Bebidas e tabaco	4,46	5,96	9,45	13,05	24,82	9,96	
Vestuário	8,76	13,15	24,03	35,48	76,74	26,16	
Tecidos, armarinhos e cama, mesa e banho	0,42	0,75	1,43	2,22	5,30	1,64	
Roupas	5,84	8,77	16,17	23,74	52,69	17,64	
Calçados	2,51	3,63	6,43	9,52	18,75	6,88	
Habituação	31,43	45,89	89,84	140,74	300,87	99,18	
Transporte	15,54	25,65	56,41	109,00	258,66	71,80	
Particular	3,42	7,85	26,45	60,41	145,74	35,89	
Público	10,26	14,88	21,48	24,98	21,88	18,92	
Viagens e outros	1,86	2,92	8,48	23,61	91,03	16,99	
Cuidados pessoais	3,93	5,63	10,18	14,78	28,33	10,64	
Serviços domésticos	0,33	0,92	4,47	15,40	63,82	10,82	
Saúde e educação e serviços pessoais	11,83	19,56	51,98	126,10	342,16	79,65	
Recreação e diversão	3,25	5,52	14,43	27,49	76,33	18,79	
Bens de consumo duráveis	12,30	19,25	53,14	107,27	425,86	84,34	
Automóveis (compra)	4,24	6,23	22,20	53,91	178,11	36,17	
Casas e apartamentos (compra)	1,33	3,69	13,36	25,02	181,90	27,73	
Mobiliário	2,59	3,28	6,06	8,48	26,65	7,21	
Aparelhos elétricos e mecânicos	4,14	6,05	11,51	19,86	39,20	13,22	
Outras despesas	8,32	15,27	52,54	122,54	564,87	99,20	
Desembolso global	142,59	209,86	448,80	829,15	2.403,18	601,07	

Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria.

PARTE 1

## **COMPOSIÇÃO DOS GASTOS DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS**



## **GASTOS DAS FAMÍLIAS COM EDUCAÇÃO**

Jorge Abrahão de Castro

Fábio Monteiro Vaz

### **1 INTRODUÇÃO**

A discussão a respeito do gasto com educação tem a ver com a verificação da importância, da magnitude e da sensibilidade política, econômica e social dos dispêndios monetários e não-monetários que viabilizam a provisão e a produção de bens e serviços educacionais à população, e que são realizados por diversos entes dos setores público e privado. A parte relativa ao setor privado compreende os gastos das famílias e indivíduos, associações, empresas privadas e entidades privadas sem fins lucrativos – Serviço Nacional de Aprendizado Industrial (Senai), Serviço Nacional de Aprendizado Comercial (Senac), sindicatos, igrejas, clubes etc.

No caso do setor privado, a percepção de sua importância e magnitude encontra sérios problemas sobretudo por causa da insuficiência de dados e da complexidade das informações, dada a forma descentralizada com que os gastos são realizados. No entanto, uma parte dessa insuficiência já pode ser sanada, pois, para o caso dos gastos das famílias a partir das informações da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e, principalmente, a partir da última, que abrange todas as unidades da federação (UFs), será possível oferecer uma dinâmica e um perfil dos gastos para todas as famílias brasileiras.

O objetivo deste trabalho, portanto, é investigar, ainda que de forma descritiva, a magnitude, a estrutura, a sensibilidade e a evolução dos gastos familiares que dão suporte à demanda por bens e serviços na área de educação, tomando como base a dinâmica temporal, as mudanças na renda, as características dos chefes e a localização geográfica da família. Especificamente, pretende-se avaliar a dimensão e a evolução dos gastos familiares com bens e serviços; estimar a distribuição dos gastos das famílias em cada uma das regiões metropolitanas (RMs),

rurais e urbanas; analisar a estrutura dos gastos das famílias por tipo de bem ou serviço consumido; investigar a relação entre a demanda por bens e serviços e a renda familiar *per capita*; verificar como o volume de cada tipo de gasto e sua composição variam com as condições socioeconômicas das famílias; e investigar como a importância da composição dos gastos em cada área varia regionalmente.

Para tanto, na primeira parte, apresentam-se alguns aspectos metodológicos necessários ao desenvolvimento do trabalho. Na segunda, analisa-se a evolução das despesas com educação nas nove principais RMs do país, mais Brasília e o município de Goiânia, destacando-se e explicando-se as mudanças na composição desses gastos e suas possíveis conseqüências para a desigualdade das despesas com educação. Na terceira, utilizam-se as informações da POF de 2002-2003 para analisar tanto a composição quanto a desigualdade nos gastos com educação para todo o país e a partir de recortes socioeconômicos e regionais. O trabalho faz também um breve estudo do impacto do setor público na provisão de serviços educacionais sobre a estrutura de despesas com educação das famílias.

## 2 ASPECTOS METODOLÓGICOS

### 2.1 Definições

Antes de iniciar a análise, convém delinear melhor o que estamos considerando como despesas com educação das famílias. Segundo o IBGE,<sup>1</sup> constituem despesas com educação:

Despesas efetuadas com mensalidades e outras despesas escolares com cursos regulares (pré-escolar, fundamental e médio), curso superior de graduação, outros cursos (curso supletivo, informática, cursos de idioma e outros), livros didáticos e revistas técnicas, artigos escolares (mochila escolar, merendeira etc.) (...) despesas com uniforme escolar, matrícula e outras despesas com educação.

De acordo com essa definição, as despesas com educação incluem não somente os gastos com matrículas e mensalidades em cursos privados, mas também gastos de papelaria e outros tipos de despesas relacionadas à frequência escolar, como livros didáticos e artigos escolares. Dessa forma, mesmo em famílias nas quais todos os membros que freqüentam escola estão no ensino público, é possível observar um certo nível de gastos com educação por causa dessas outras despesas não relativas a mensalidades escolares.

1. IBGE. *Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002/2003*: primeiros resultados. Rio de Janeiro: IBGE, 2004, p. 29.

## 2.2 Compatibilização das informações das POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003

Ao longo de suas três edições, a POF passou por diversas mudanças na forma de classificar e medir as despesas das famílias e na abrangência geográfica das informações.

Enquanto as pesquisas de 1987-1988 e 1995-1996 foram realizadas apenas nas nove principais RMs do país, mais os municípios de Brasília e Goiânia, a pesquisa de 2002-2003 teve abrangência nacional, envolvendo inclusive domicílios nas áreas rurais.

No que se refere à forma de mensuração das despesas, as pesquisas de 1987-1988 e 1995-1996 coletaram dados apenas das despesas monetárias das famílias, enquanto a pesquisa de 2002-2003 incluiu também formas não-monetárias de aquisição de mercadorias. Além disso, na última pesquisa, estimou-se um valor de aluguel daquelas famílias que moravam em domicílios próprios ou cedidos, e incorporou-se esse valor tanto nos rendimentos quanto nas despesas familiares.

Não bastassem todas as referidas mudanças, houve também alterações na forma de classificação das despesas das famílias. As despesas referentes às contribuições previdenciárias dos trabalhadores domésticos, que nas duas primeiras edições da pesquisa eram contabilizadas no item manutenção do lar, do grupo de despesas com habitação, passaram, na POF de 2002-2003, para o item de contribuições trabalhistas, do grupo de outras despesas correntes. No caso das despesas relativas à aquisição de veículos, enquanto eram contabilizadas no item de aumento de ativo nas pesquisas de 1987-1988 e 1995-1996 (e, portanto, fora do cálculo das despesas correntes), na POF de 2002-2003 elas passaram a ser contabilizadas no grupo de despesas com transporte (e, assim, incluídas no cálculo das despesas correntes).

Dessa forma, qualquer análise comparativa entre as três edições da POF sem os devidos ajustes seria enganosa, pois estaria comparando informações completamente diferentes. Para resolver o problema, adotou-se neste trabalho uma série de compatibilizações das informações da POF nas suas três edições. Deve-se frisar que tais compatibilizações foram utilizadas apenas para gerar as informações da seção 3 deste trabalho. A análise feita na seção 4 para a POF de 2002-2003 preservou a estrutura original da pesquisa do IBGE, tanto no que se refere à sua extensão geográfica quanto em relação à sua forma de medir e classificar as despesas familiares. As informações apresentadas na seção 3 e aquelas apresentadas na seção 4, portanto, não são diretamente comparáveis.

As compatibilizações efetuadas na POF para a geração das informações da seção 3 foram as seguintes:

a) Na POF de 2002-2003, que tem abrangência nacional, foram selecionadas apenas as unidades de consumo (famílias) que estavam nas áreas geográficas cobertas pelas edições anteriores da pesquisa; a saber, as nove principais RMs mais Brasília e o município de Goiânia. Com isso, analisaram-se as informações de 13.707 famílias em 1987-1988, 16.060 famílias em 1995-1996 e 7.245 famílias em 2002-2003.

b) Na POF de 2002-2003 excluíram-se tanto das despesas quanto dos rendimentos familiares as despesas/rendimentos adquiridos de forma não-monetária pelas famílias. Isso foi feito também para o aluguel estimado dos domicílios próprios ou cedidos, cujo valor deixou de contar como rendimento e como despesa com habitação para as famílias.

c) As despesas das POFs de 1987-1988 e 1995-1996 referentes às contribuições previdenciárias dos trabalhadores domésticos, antes contabilizadas no grupo de despesas com habitação, passaram a seguir a classificação dada pela POF de 2002-2003 e foram colocadas no item de contribuições trabalhistas, do grupo de outras despesas correntes.

d) Por fim, as despesas correspondentes à aquisição de veículos, que na POF de 2002-2003 foram contabilizadas no grupo de transportes, passaram a seguir a classificação utilizada nas duas primeiras edições da pesquisa, e foram deslocadas para fora das despesas correntes, dentro do grupo de despesas com aumento de ativo.

### **2.3 Classificação das despesas com educação**

Ao longo do trabalho utilizou-se uma decomposição própria das despesas com educação diferente daquela sugerida pelo plano tabular do IBGE. O principal motivo para essa opção é que a classificação sugerida pelo IBGE decompõe as despesas com educação em poucos itens. Ela não separa os gastos com cursos regulares por nível de ensino (ensino fundamental, médio etc.) e junta todos os cursos não-regulares (cursos de idiomas, esporte e lazer, pós-graduação etc.) num balaio só.

Embora se tenha elaborado uma decomposição das despesas com educação mais desagregada a partir dos itens de despesas da POF de 2002-2003 (ver Classificação II no anexo), a análise comparativa com as POFs anteriores exigiu o agrupamento de algumas informações para a criação de uma outra classificação das despesas com educação (ver Classificação I no anexo). Isso foi necessário porque, embora a POF de 2002-2003 tenha contado com 216 itens de despesas com



educação, as POFs de 1995-1996 e 1987-1988 contaram com apenas 58 e 38 itens respectivamente. Só para dar um exemplo, enquanto na POF de 1987-1988 existia apenas um item para indicar os gastos com cursos regulares, na POF de 2002-2003 havia sete itens para indicar esses mesmos gastos, o que permitiu a identificação daqueles que foram destinados ao ensino fundamental, ao ensino médio, ao ensino superior e ao ensino pré-escolar.

### **3 EVOLUÇÃO DO GASTO DAS FAMÍLIAS COM EDUCAÇÃO: COMPARAÇÕES ENTRE AS POFs DE 1987-1988, 1995-1996 E 2002-2003**

Nesta seção faremos uma análise da evolução dos gastos com educação a partir das informações coletadas nas três edições da POF. Para isso, evitou-se a utilização de valores monetários nas comparações das despesas familiares entre as pesquisas, por causa da fragilidade dos métodos de atualização do valor real de tais despesas. A série histórica do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) (índice considerado adequado para o deflacionamento das despesas da POF) com desagrupamento para itens e subitens de despesas inicia-se apenas em julho de 1989, sendo posterior, portanto, à primeira edição da POF. Assim, a análise desta seção priorizou a comparação da participação das despesas com educação em relação às despesas correntes, uma vez que esse tipo de análise foge de qualquer comparação monetária de gastos entre as edições da POF.

Nas tabelas referentes à desigualdade dos gastos com educação, utilizou-se o ordenamento das famílias segundo o seu nível de rendimento familiar *per capita*, isto é, da renda da família dividida pelo número de membros.

#### **3.1 Evolução geral do gasto das famílias com educação**

Como mostra a tabela 1, os gastos das famílias com educação aumentaram sua participação no total das despesas correntes entre 1987-1988 e 2002-2003. Enquanto em 1987-1988 representavam cerca de 3,2% das despesas correntes, em 2002-2003 eles passaram a equivaler a 5,5% dessas despesas.

Tal resultado foi bastante significativo, uma vez que as despesas com educação constituíram o grupo que registrou o maior aumento de participação entre 1987-1988 e 2002-2003, seguido das outras despesas correntes (que compreendem principalmente despesas com impostos, contribuições trabalhistas, serviços bancários etc.), habitação, higiene e saúde. Parte desse crescimento só foi possível por causa da menor participação dos gastos com alimentação e vestuário nas despesas correntes das famílias. Os gastos com alimentação, que representavam cerca de 22,2% das despesas correntes em 1987-1988, caíram para 18,7% em 2002-2003, ao

TABELA 1

**Composição da despesa corrente familiar**

(Em % das despesas correntes)

Itens de despesas	1987-1988 (a)	1995-1996 (b)	2002-2003 (c)	(b-a)/a	(c-b)/b	(c-a)/a
Despesas correntes	100,00	100,00	100,00	0,00	0,00	0,00
Alimentação	22,16	20,45	18,70	-0,08	-0,09	-0,16
Habitação	18,55	25,12	23,44	0,35	-0,07	0,26
Vestuário	11,29	5,78	5,06	-0,49	-0,13	-0,55
Transporte	13,08	12,07	13,12	-0,08	0,09	0,00
Higiene	1,67	1,66	2,05	0,00	0,23	0,23
Saúde	6,29	8,00	6,91	0,27	-0,14	0,10
Educação	3,16	4,26	5,50	0,35	0,29	0,74
Cultura	3,76	3,09	3,02	-0,18	-0,02	-0,20
Fumo	1,32	1,23	0,67	-0,07	-0,46	-0,49
Serviços pessoais	1,36	1,43	1,19	0,05	-0,17	-0,13
Despesas diversas	4,73	4,32	3,09	-0,09	-0,28	-0,35
Outras despesas correntes	12,62	12,58	17,24	0,00	0,37	0,37

Fonte: Elaboração própria a partir das POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003.

passo que a participação dos gastos com vestuário diminuiu de 11,3% em 1987-1988 para 5,0% em 2002-2003.

Apesar de o gasto com educação ter se expandido e se aproximado dos gastos com saúde, a sua participação na despesa familiar continuou bem inferior à participação dos gastos com habitação, alimentação e transporte. Essa relativa baixa participação dos gastos com educação na estrutura de despesa familiar pode ser atribuída à forte participação do setor público na provisão dos serviços de educação. Os serviços públicos, por serem gratuitos, têm impacto significativo nas cestas de consumo das famílias, mas impacto limitado nos seus gastos monetários. Um aumento na provisão de serviços públicos de educação só tem impacto na estrutura de gastos das famílias em função da demanda por gastos em bens complementares, como, por exemplo, o aumento de gastos com materiais didáticos e escolares e outros gastos relacionados.

A tabela 2 mostra que, em paralelo ao crescimento dos gastos com educação na estrutura de despesa familiar, houve também um aumento da participação dos

TABELA 2  
**Composição das despesas com educação**  
 (Em % das despesas com educação)

Itens de despesas	1987-1988 (a)	1995-1996 (b)	2002-2003 (c)	(b-a)/a	(c-b)/b	(c-a)/a
Educação	100,00	100,00	100,00	0,00	0,00	0,00
Cursos regulares	44,80	64,27	66,47	0,43	0,03	0,48
Outros cursos	16,14	17,06	20,17	0,06	0,18	0,25
Livros didáticos e revistas técnicas	8,51	3,72	3,39	-0,56	-0,09	-0,60
Artigos escolares	15,52	8,79	4,85	-0,43	-0,45	-0,69
Taxas e contribuições	1,67	0,83	0,56	-0,50	-0,32	-0,66
Outros gastos	13,36	5,34	4,55	-0,60	-0,15	-0,66

Fonte: Elaboração própria a partir das POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003.

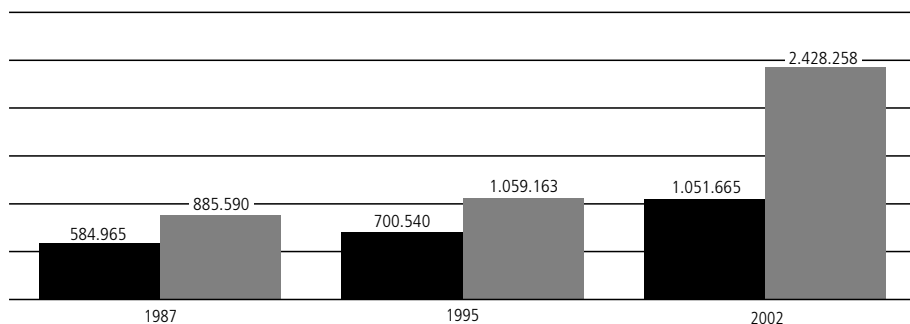
gastos com cursos regulares (cursos pré-escolares e cursos regulares dos ensinos fundamental, médio e superior) e outros cursos nas despesas com educação das famílias. Os gastos com cursos regulares, que representavam 44,8% das despesas com educação em 1987-1988, passaram a responder por 66,5% dessas despesas em 2002-2003. Se pensarmos que o aumento dos gastos com cursos regulares está relacionado à expansão dos serviços privados de educação, então o crescimento dos gastos com educação dentro da estrutura de despesa familiar que se observa entre 1987-1988 e 2002-2003 possivelmente tem relação com a expansão do ensino superior privado observada nesse período.

O gráfico 1 ilustra melhor essa afirmação. Nele percebe-se que, enquanto o número de matrículas no ensino superior público cresceu 79,8% entre 1987 e 2002, o total de matrículas no ensino superior privado mais do que dobrou no período (crescimento de 174,2%). Com isso, as matrículas do ensino superior privado representaram em 2002 quase 70% das matrículas do ano. O mesmo fenômeno, por outro lado, não foi verificado nos ensinos fundamental e médio. No ensino fundamental a participação das escolas privadas no total de matrículas caiu de 12,2% em 1991 para 9,2% em 2002 (inclusive com queda no número absoluto de matrículas), e no ensino médio a participação dessas escolas no total de matrículas declinou de 27,0%<sup>2</sup> em 1991 para 12,9% em 2002.

Se a expansão das matrículas no ensino superior privado foi um fator importante para determinar o crescimento dos gastos familiares com educação entre 1987-1988 e 2002-2003, ela não foi suficiente, em contrapartida, para explicar o

2. MEC/Inep. Dados disponíveis em <http://www.inep.gov.br>

GRÁFICO 1  
**Evolução da matrícula no ensino superior por dependência administrativa**



Fonte: MEC/Inep. Elaboração própria a partir das POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003.

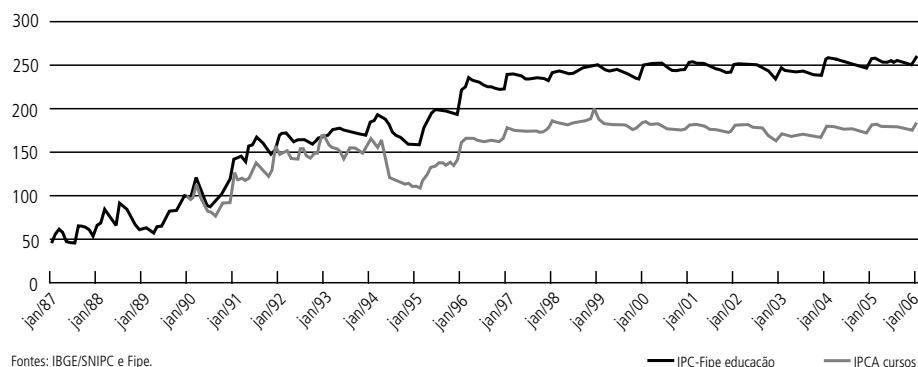
■ Pública ■ Privada

aumento desses gastos entre 1987-1988 e 1995-1996. Isso porque o processo de expansão acelerado das matrículas no ensino superior privado ocorre apenas a partir de 1997; portanto, depois da pesquisa realizada no biênio 1995-1996. Em 1995, assim como em 1987, o ensino superior privado era responsável por pouco mais de 60% das matrículas do ensino superior.

Se não houve grande expansão do ensino privado entre 1987 e 1995, o que poderia explicar o crescimento observado nos gastos com educação entre esses dois anos? Uma razão possível pode ser encontrada no gráfico 2. Tomando-se a evolução dos preços relativos com educação a partir do Índice de Preços ao Consumidor (IPC), da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe) (índice de preços da educação dividido pelo índice geral de preços) e a evolução dos preços

GRÁFICO 2  
**Evolução dos preços relativos com educação e cursos regulares**

(Base = janeiro de 1990)



Fontes: IBGE/SNIPC e Fipe.

— IPC-Fipe educação — IPCA cursos

relativos com cursos regulares a partir do IPCA, percebe-se que os preços relacionados à educação e aos cursos regulares cresceram bem mais que a inflação entre 1987 e 1996.

Dessa forma, é possível concluir que o crescimento das despesas com educação das famílias entre 1987-1988 e 2002-2003 foi provocado por dois fatores: primeiro, o aumento dos preços relativos com educação observado no período, em especial os das mensalidades escolares em todos os níveis de ensino, que contribuiu para o aumento das despesas com educação entre 1987-1988 e 1995-1996; e segundo, a expansão do ensino superior privado, que se desenvolveu com maior intensidade a partir de 1997 e que concorreu para o aumento das despesas com educação entre 1995-1996 e 2002-2003.

### 3.2 Mudanças na desigualdade do gasto familiar

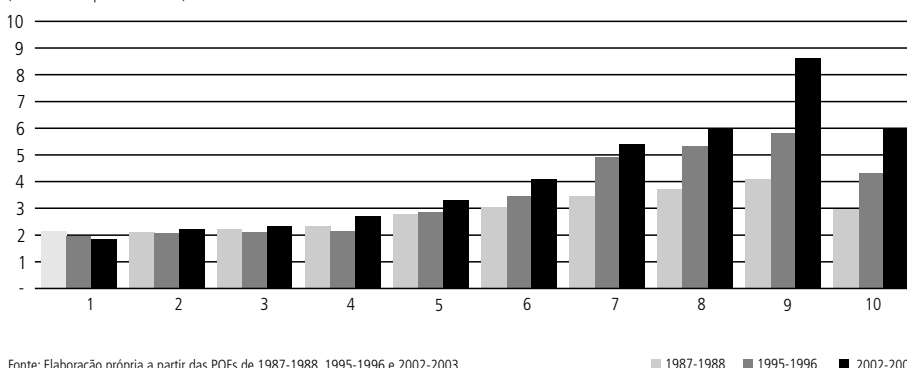
O gráfico 3 mostra como evoluiu a participação dos gastos com educação nas famílias localizadas em diferentes décimos da distribuição de renda da sociedade, e fornece duas informações importantes: uma relativa às diferenças nos gastos com educação entre famílias situadas em diferentes locais da distribuição de renda e outra relativa às mudanças ocorridas nos gastos com educação ao longo do tempo.

No que se refere à primeira informação, é possível notar que a participação dos gastos com educação nas despesas correntes é maior para as famílias com renda familiar *per capita* mais alta, com exceção daquelas situadas no último décimo da distribuição de renda. Para as famílias desse último décimo, a participação dos gastos com educação cai em relação às famílias situadas no décimo imediatamente anterior. Em 1987-1988, por exemplo, os gastos com educação enquanto proporção

GRÁFICO 3

#### Evolução das despesas com educação por décimos de renda familiar *per capita*

(Em % das despesas correntes)



das despesas correntes das famílias situadas no último décimo eram similares àqueles observados nas famílias situadas no 6º décimo da distribuição de renda. Tal comportamento peculiar pode ser explicado pelo fato de que, por serem tão mais ricas, o volume de despesas correntes dessas famílias ultrapassa em muito as suas necessidades de despesas com educação. Em 2002-2003, por exemplo, enquanto o volume de despesas correntes das famílias situadas no último décimo era 63% superior ao das famílias situadas no décimo anterior, o volume de gastos com educação era apenas 12% superior.

Outra explicação para o fato de o percentual de gastos com educação do décimo superior ser inferior ao do 9º décimo pode ser encontrada na composição demográfica dessas famílias. No Brasil, famílias mais velhas têm renda superior à das famílias mais jovens. Como é nas famílias mais jovens que se concentra o maior número de pessoas que estão freqüentando a escola, então pode ser que no décimo superior o percentual de gastos com educação seja baixo por causa do menor número de pessoas em atividade escolar.

O fato de as famílias mais ricas desembolsarem um percentual maior de suas despesas com educação está relacionado à natureza do ensino freqüentado pelos seus membros. As famílias mais ricas tendem a colocar seus membros no ensino privado, já que essas escolas, pelo menos até o ensino médio, são consideradas melhores que as do ensino público. Dessa forma, além de arcar com as despesas usuais de materiais didáticos e escolares, essas famílias têm de pagar mensalidades escolares. Some-se a isso o fato de o ensino superior, privado ou público, ser de acesso preferencial das famílias situadas nos estratos mais altos de renda. Assim, os gastos com educação entre as famílias mais ricas, enquanto participação das despesas correntes, tende a ser maior do que o observado nas famílias mais pobres.

A segunda informação fornecida pelo gráfico 3 mostra que os gastos com educação evoluíram de forma diferenciada entre 1987-1988 e 2002-2003 para as famílias situadas no topo e na base da distribuição de renda. Enquanto para as famílias situadas até o 4º décimo da distribuição não se observaram alterações significativas na participação dos gastos com educação nas despesas correntes (que continuaram a representar algo entre 2% e 3% dessas despesas), para as famílias situadas a partir do 5º décimo da distribuição observa-se um crescimento do gasto com educação na estrutura da despesa familiar. Os gastos com educação das famílias situadas no 9º décimo de renda, por exemplo, que representavam 4,1% das despesas correntes em 1987-1988, mais do que dobram sua participação em 2002-2003, quando passam a representar 8,6% das despesas correntes das famílias desse décimo. Conforme visto na seção anterior, grande parte do crescimento das despesas

com educação das famílias mais ricas pode ser atribuída à expansão do ensino superior privado observada entre 1995-1996 e 2002-2003.

Embora a análise da participação dos gastos com educação nas despesas correntes seja importante para se entenderem os deslocamentos ocorridos na estrutura da despesa familiar, ela pouco nos diz a respeito da real desigualdade existente na distribuição de despesas da sociedade. Como estamos observando uma proporção, não são só as diferenças na participação dos gastos com educação que determinam a desigualdade das despesas com educação. Deve-se considerar também o volume de despesas correntes das famílias com distintos níveis de renda familiar *per capita*.

Para entender isso, imaginem-se duas famílias com rendas familiares *per capita* diferentes, mas com uma proporção semelhante de gastos com educação em relação às despesas correntes (digamos 5%). Embora essas duas famílias atribuam a mesma importância aos gastos com educação, é de se esperar que a família mais rica tenha um volume de despesas correntes maior e, portanto, um gasto monetário com educação também mais alto.

Uma análise da desigualdade dos gastos pode ser desenvolvida a partir da interpretação da razão 20+/20- (a razão entre os gastos correntes de 20% das famílias mais ricas e os gastos de 20% das famílias mais pobres). Essa razão corresponde a quantas vezes o gasto monetário das famílias mais ricas é superior ao das famílias mais pobres. Se a razão é igual a 1 para determinado item de despesa, significa que as famílias mais ricas gastam nesse item exatamente o mesmo que as famílias mais pobres. Se a razão é igual a 2, então as famílias mais ricas gastam nesse item o dobro do valor desembolsado pelas famílias mais pobres. Quanto maior for o valor do gasto dos mais ricos em relação ao dos mais pobres, mais desigual é a distribuição de despesas de uma sociedade.

Dadas as observações anteriores, a primeira constatação que se pode fazer da tabela 3 é que o volume de gastos das famílias mais ricas em relação ao das mais pobres varia muito conforme o item de despesa que se analisa. Enquanto as famílias mais ricas gastavam 34,4 e 24,5 vezes o valor da despesa das famílias mais pobres em outras despesas correntes e educação, seus gastos em fumo e alimentação representavam apenas 1,7 e 3,0 vezes o valor da despesa das famílias mais pobres.

A segunda e mais importante constatação que se pode fazer da tabela 3 é que as despesas com educação – que já era um dos grupos com maior desigualdade de gastos entre as famílias em 1987-1988 – aumentaram ainda mais essa discrepância, ficando atrás apenas dos gastos com outras despesas correntes em 2002-2003. Enquanto em 1987-1988 as despesas com educação das famílias mais ricas representavam 11,9 vezes o gasto realizado pelas famílias mais pobres, em 2002-2003 a

TABELA 3  
**Razão 20+/20– da renda familiar e dos itens de despesas correntes**

Itens de despesas	1987-1988 (a)	1995-1996 (b)	2002-2003 (c)	(b-a)/a	(c-b)/b	(c-a)/a
Renda familiar	14,37	16,15	16,88	0,12	0,05	0,18
Despesas correntes	7,50	7,59	7,23	0,01	-0,05	-0,04
Alimentação	2,74	3,06	3,00	0,12	-0,02	0,10
Habitação	7,61	7,63	5,70	0,00	-0,25	-0,25
Vestuário	7,15	5,88	4,50	-0,18	-0,24	-0,37
Transporte	13,11	8,30	7,87	-0,37	-0,05	-0,40
Higiene	4,63	4,41	3,76	-0,05	-0,15	-0,19
Saúde	9,49	9,26	10,67	-0,02	0,15	0,12
Educação	11,92	18,36	24,46	0,54	0,33	1,05
Cultura	16,42	16,86	12,88	0,03	-0,24	-0,22
Fumo	1,69	1,85	1,69	0,09	-0,09	0,00
Serviços pessoais	8,95	10,04	8,75	0,12	-0,13	-0,02
Despesas diversas	20,21	18,52	10,92	-0,08	-0,41	-0,46
Outras despesas correntes	32,97	43,90	34,42	0,33	-0,22	0,04

Fonte: Elaboração própria a partir das POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003.

razão aumentou para 24,5 vezes. Esse foi, sem dúvida, o item de despesa que registrou o maior crescimento na desigualdade de gastos entre 1987-1988 e 2002-2003. Enquanto a razão 20+/20– para a maior parte dos itens de despesas pouco variou ou mesmo diminuiu no período em questão, no caso das despesas com educação esta proporção mais que dobrou.

Já quando se observa a desigualdade de gastos no interior do grupo de educação, o que se verifica na tabela 4 é que o crescimento da desigualdade ocorreu praticamente por causa do aumento dos gastos das famílias mais ricas em mensalidades de cursos regulares. Enquanto os gastos dessas famílias com cursos regulares em 1987-1988 representavam 13,9 vezes o gasto das famílias mais pobres, em 2002-2003 passaram a representar 44,5 vezes. Esse crescimento expressivo, observado na razão 20+/20– para os gastos com cursos regulares, não foi registrado na razão 20+/20– de nenhum dos outros itens de despesa com educação, que, pelo contrário, até diminuíram no período em questão.



TABELA 4  
**Razão 20+/20- dos itens de despesas com educação**

Itens de despesas	1987-1988 (a)	1995-1996 (b)	2002-2003 (c)	(b-a)/a	(c-b)/b	(c-a)/a
Educação	11,92	18,36	24,46	0,54	0,33	1,05
Cursos regulares	13,90	27,29	44,46	0,96	0,63	2,20
Outros cursos	33,20	18,22	29,24	-0,45	0,60	-0,12
Livros didáticos e revistas técnicas	15,08	13,33	13,25	-0,12	-0,01	-0,12
Artigos escolares	3,88	4,01	2,29	0,03	-0,43	-0,41
Taxas e contribuições	9,50	17,13	7,28	0,80	-0,58	-0,23
Outros gastos	16,47	18,26	6,11	0,11	-0,67	-0,63

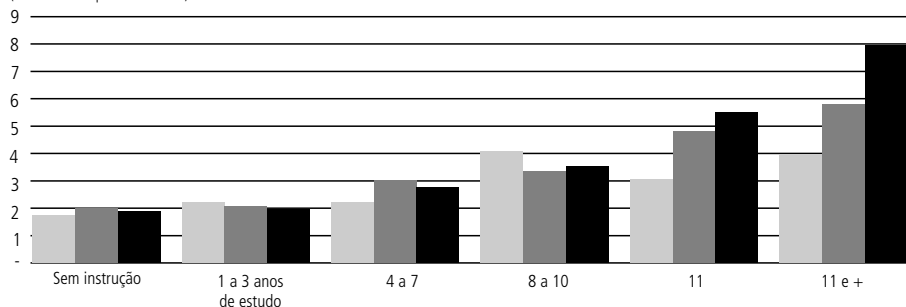
Fonte: Elaboração própria a partir das POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003.

### 3.3 Evolução das despesas com educação segundo a escolaridade do chefe de família

O gráfico 4 mostra a evolução das despesas com educação segundo a escolaridade do chefe de família. Com base nas informações do gráfico, o crescimento das despesas com educação observado entre 1987-1988 e 2002-2003 para o conjunto das regiões metropolitanas foi impulsionado sobretudo pelo aumento nos gastos com educação das famílias cujos chefes tinham 11 ou mais anos de estudo. Nas famílias cujos chefes tinham menos de 11 anos de estudo, os gastos com educação como proporção das despesas correntes ou cresceu inicialmente entre 1987-1988 e 1995-1996 para depois diminuir, ou então diminuiu entre 1987-1988 e 2002-2003.

GRÁFICO 4  
**Evolução das despesas com educação segundo a escolaridade do chefe de família**

(Em % das despesas correntes)



Fonte: Elaboração própria a partir das POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003.

Já para aquelas famílias cujos chefes tinham 11 ou mais anos de estudo, os gastos com educação cresceram continuamente no referido período.

### 3.4 Evolução regional das despesas com educação

*Grosso modo*, a evolução regional das despesas com educação seguiu em maior ou menor intensidade as tendências verificadas para o conjunto das RMs

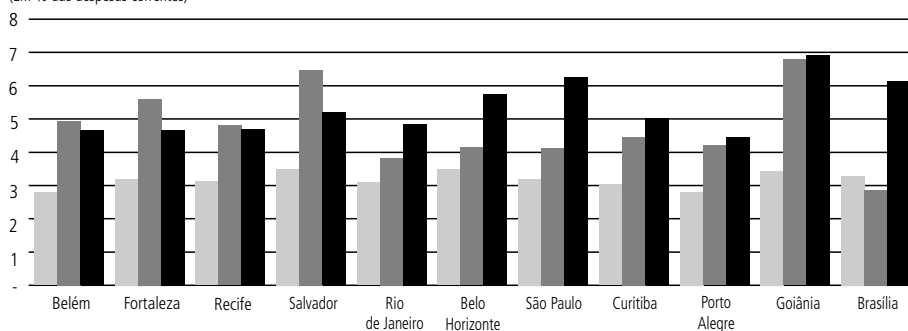
De acordo com o gráfico 5, as despesas com educação enquanto proporção das despesas correntes aumentaram em todas as RMs entre 1987-1988 e 2002-2003. Os maiores crescimentos foram observados em Brasília, Goiânia, Belo Horizonte e São Paulo. Nas RMs do Norte e do Nordeste, por outro lado, após um crescimento inicial nos gastos com educação entre 1987-1988 e 1995-1996, observa-se um pequeno declínio na participação desse item de despesa entre 1995-1996 e 2002-2003. Em todas as RMs o aumento observado nas despesas com educação foi provocado pelo crescimento mais que proporcional nos gastos com cursos regulares.

Assim, a distribuição de gastos com educação entre as RMs, que era relativamente homogênea em 1987-1988, tornou-se mais desigual com o passar dos anos. Enquanto em 1987-1988 o percentual de gastos com educação nas RMs se situava próximo de 3%, em 2002-2003 os percentuais oscilaram de um máximo de 6,9% em Goiânia a um mínimo de 4,5% em Porto Alegre.

GRÁFICO 5

#### Evolução das despesas com educação por região metropolitana

(Em % das despesas correntes)



Fonte: Elaboração própria a partir das POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003.

■ 1987-1988 ■ 1995-1996 ■ 2002-2003

## 4 PERFIL DOS GASTOS DAS FAMÍLIAS COM EDUCAÇÃO NA POF DE 2002-2003

Nesta seção trataremos da importância dos gastos com educação na composição da despesa familiar e discutiremos como esse gasto se distribui entre famílias com

diferentes níveis de rendimentos familiares *per capita*. Em seguida, analisaremos a composição das despesas com educação a partir de alguns recortes socioeconômicos e regionais. Por fim, faremos uma breve análise do impacto do setor público na provisão de serviços educacionais sobre a estrutura de despesas com educação das famílias.

Nas tabelas e gráficos em que foram utilizados valores de despesas em reais, manteve-se a data de referência para o valor real dessas despesas estabelecido pelo IBGE (15 de janeiro de 2003). A ordenação das famílias entre estratos mais pobres e mais ricos foi feita por meio das comparações de suas respectivas rendas familiares *per capita*.

#### 4.1 Gastos das famílias em educação em comparação com os demais gastos familiares

Conforme mostra a tabela 5, as famílias gastaram em 2002-2003 em média R\$ 59,86 mensais em itens de despesas com educação, o que representou 3,6% das despesas correntes das famílias. Embora o percentual seja relativamente pequeno em com-

TABELA 5  
Brasil: razão 20+/20- e composição da despesa corrente familiar

Itens de despesas	Valor	%	% não-monetário	Razão 20+/20-
Despesas correntes	1.658,26	100,00	16,49	7,07
Alimentação	304,12	18,34	8,68	2,44
Habitação	520,21	31,37	42,92	5,87
Vestuário	83,21	5,02	9,53	4,34
Transporte	270,16	16,29	3,97	14,39
Higiene	31,80	1,92	5,13	3,69
Saúde	95,14	5,74	-	11,27
Educação	59,86	3,61	2,00	29,93
Cultura	34,95	2,11	3,73	17,29
Fumo	10,20	0,62	1,69	2,15
Serviços pessoais	14,85	0,90	-	10,58
Despesas diversas	40,81	2,46	0,71	12,41
Outras despesas correntes	192,97	11,64	0,27	50,96

Fonte: Elaboração própria a partir da POF de 2002-2003.

paração aos gastos com habitação, alimentação, transporte e outras despesas correntes (todos representando uma fatia de mais de 10% das despesas correntes), isso se deve em parte à forte participação do setor público na provisão de serviços de educação.

Nem todo esse gasto teve a forma de despesas monetárias: 2% dos gastos das famílias com educação foram realizados por meios não-monetários (doação, retirada de negócio, troca, produção própria ou outros meios). Em comparação com os demais itens de despesas correntes, o percentual de gastos não-monetários com educação ficou bem abaixo daquele observado para os itens de habitação, vestuário, alimentação e higiene.

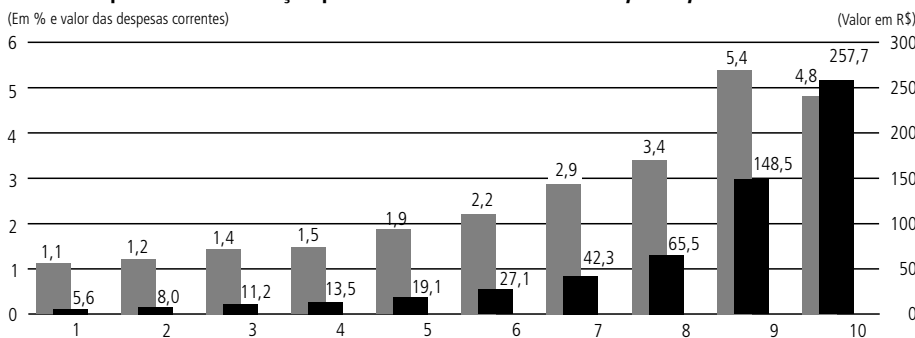
No que se refere à desigualdade de gastos medida pela razão 20+/20-, as informações da tabela 5 confirmam para todo o Brasil os resultados encontrados para as nove principais RMs do país, mais Brasília e o município de Goiânia em 2002-2003 (ver tabela 3). Depois das outras despesas correntes, as despesas com educação representaram o item de despesa com maior desigualdade de gastos entre as famílias mais ricas e as mais pobres. Em média, as famílias mais ricas gastaram quase 30 vezes o valor desembolsado em educação pelas famílias mais pobres.

Conforme mostra o gráfico 6, além de as famílias mais ricas terem mais recursos para gastar com educação, elas também destinaram uma parcela maior de suas despesas correntes a esse tipo de gasto. Enquanto as famílias até o 4º décimo da distribuição de renda destinaram à educação menos de 1,5% de suas despesas correntes, as famílias no penúltimo e no último décimo da distribuição de renda investiram com educação, respectivamente, 5,4% e 4,8% de suas despesas correntes. Assim, o gasto médio mensal das famílias situadas no último décimo foi de R\$ 257,73,

GRÁFICO 6

**Brasil: despesas com educação por décimos de renda familiar *per capita***

(Em % e valor das despesas correntes)



Fonte: Elaboração própria a partir da POF de 2002-2003.

■ % das despesas correntes ■ Valor

bem superior, portanto, aos R\$ 5,58 mensais gastos pelas famílias do primeiro décimo de renda.

A decomposição dos gastos com educação, conforme mostra a tabela 6, dá uma idéia geral de quais itens de educação foram mais importantes para as famílias e quais itens mais contribuíram para a desigualdade nos gastos com educação.

De acordo com a tabela 6, cerca de 1/3 dos gastos das famílias com educação se destinou a despesas com ensino superior, seguido das despesas com ensino fundamental (15,8%) e ensino médio (8,9%).

Entre os itens de despesas com educação, aquele com maior percentual de gastos não-monetários foi o de livros didáticos e revistas técnicas: quase 23% das aquisições foram feitas dessa forma. Quando se observa mais detidamente o local de aquisição desses itens, nota-se que mais de 80% foram adquiridos nos próprios estabelecimentos de ensino, provavelmente devido à mobilização da comunidade

TABELA 6

**Brasil: razão 20+/20- e composição das despesas com educação**

Itens de despesas	Valor	%	% não-monetário	Razão 20+/20-
Educação	59,86	100,00	2,00	29,93
Pré-escola	3,01	5,03	-	32,89
Ensino fundamental	9,46	15,81	-	95,28
Ensino médio	5,30	8,86	-	236,11
Ensino superior	19,97	33,36	-	284,07
Pós-graduação	1,53	2,56	-	<sup>a</sup>
Cursos de esporte e lazer	1,93	3,22	-	136,58
Cursos de treinamento	2,27	3,80	-	13,56
Cursos de idiomas	2,29	3,83	-	860,30
Outros cursos	3,25	5,43	-	35,08
Livros didáticos e revistas técnicas	2,61	4,36	22,97	5,90
Artigos escolares	4,25	7,10	3,89	2,19
Taxas e contribuições	0,42	0,70	0,04	11,28
Outros gastos	3,56	5,94	12,07	9,51

Fonte: Elaboração própria a partir da POF de 2002-2003.

<sup>a</sup> Valor da razão muito elevado (maior que mil).

para a doação de livros didáticos ou como resultado de programas governamentais de apoio aos estudantes.

Os itens de despesas com educação que mais se destacaram no que se refere à desigualdade de gastos entre as famílias foram com cursos de pós-graduação, seguidos dos gastos com cursos de idiomas, ensino superior, ensino médio e cursos de esporte e lazer. As despesas das famílias mais pobres em cursos de pós-graduação foram praticamente nulas, ao passo que o gasto das famílias mais ricas em cursos de idiomas superou 800 vezes o gasto das famílias mais pobres.

Interessante notar também que a desigualdade da distribuição de gastos entre os mais ricos e os mais pobres se aprofunda conforme se avança no nível de ensino. Enquanto as famílias mais ricas gastavam 33 vezes o valor desembolsado pelos mais pobres na pré-escola, a razão aumentou para 95 vezes no ensino fundamental, 236 vezes no ensino médio e 284 vezes no ensino superior.

Por outro lado, no que se refere aos gastos com artigos escolares e livros didáticos, as despesas das famílias mais ricas não foram tão discrepantes daquelas efetuadas pelas famílias mais pobres: as primeiras gastaram 2,2 e 5,9 vezes, respectivamente, o valor gasto pelas segundas.

## 4.2 Determinantes socioeconômicos dos gastos das famílias com educação

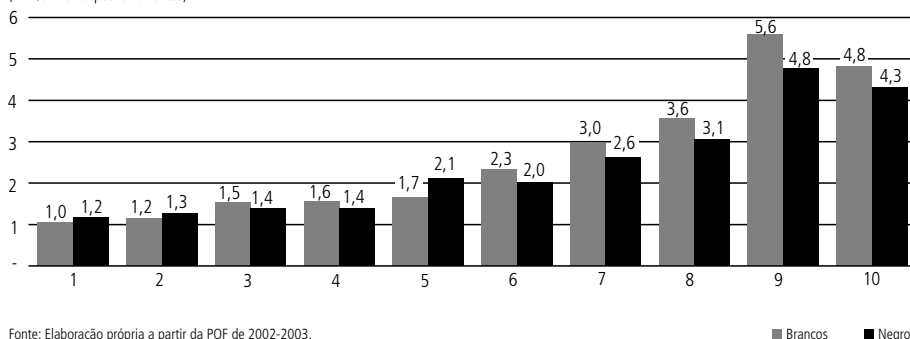
### 4.2.1 Gastos com educação e cor/raça do chefe de família

O gráfico 7 mostra que, independentemente da cor do chefe de família, a parcela das despesas correntes destinada à educação cresce com a renda familiar *per capita*. Entretanto, embora as despesas com educação sejam semelhantes para as famílias

GRÁFICO 7

#### Despesas com educação segundo a cor/raça do chefe, por décimos de renda familiar *per capita*

(Em % das despesas correntes)



com chefes brancos e negros situadas até o 4º décimo de renda, as famílias com chefes negros situadas a partir do 6º décimo de renda gastam um percentual ligeiramente inferior àquele gasto pelas famílias chefiadas por brancos.

#### 4.2.2 Gastos em educação e escolaridade do chefe de família

No que se refere à escolaridade do chefe de família, o gráfico 8 mostra que existe uma relação entre a instrução e a parcela das despesas correntes destinada à educação. Quanto maior o nível de escolaridade do chefe de família, maior a parcela das despesas correntes destinada à educação. Enquanto o percentual dos gastos com educação para as famílias com chefes sem instrução era de 1,2%, as famílias chefiadas por pessoas com mais de 11 anos de estudo gastavam o equivalente a 6,1% de suas despesas correntes com educação. Isso é um indício de que os chefes de família mais instruídos valorizariam mais as despesas com educação de seus filhos.

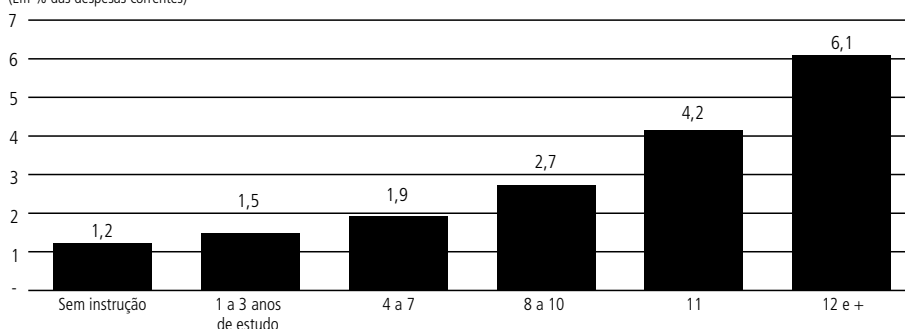
Apesar da aparente relação entre o nível de escolaridade do chefe de família e a participação dos gastos com educação nas despesas correntes, as informações dadas pelo gráfico 8 não são suficientes para comprovar a hipótese de que os chefes de famílias mais instruídos valorizariam mais as despesas com educação de seus filhos do que as outras famílias. Isso porque o gráfico 8 poderia estar simplesmente refletindo uma relação entre o nível de escolaridade do chefe e o valor da renda familiar *per capita*. Afinal de contas, se as pessoas com maiores níveis de escolaridade tendem a auferir maiores rendimentos, e as famílias com maiores rendimentos tendem a gastar mais com educação, o que garante que o gráfico 8 não estaria refletindo uma relação entre a renda familiar e a escolaridade do chefe?

A dúvida pode ser esclarecida pelo gráfico 9. Excetuando-se o 1º quinto de renda, todas as famílias chefiadas por pessoas com 11 anos ou mais de estudos

GRÁFICO 8

#### Despesas com educação segundo a escolaridade do chefe de família

(Em % das despesas correntes)

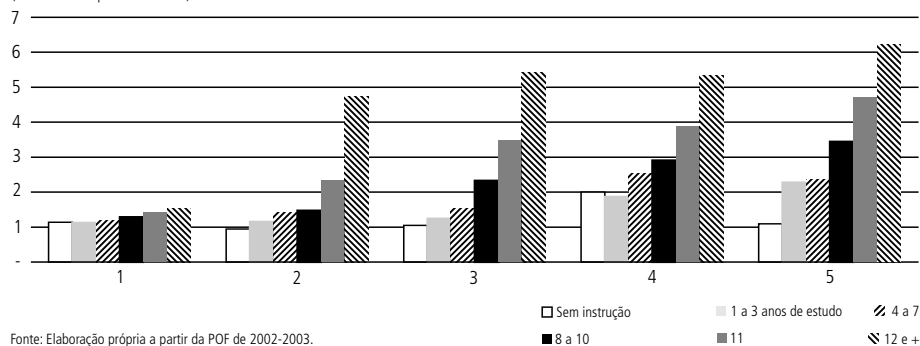


Fonte: Elaboração própria a partir da POF de 2002-2003.

GRÁFICO 9

**Despesas com educação segundo a escolaridade do chefe de família, por quintos de renda familiar *per capita***

(Em % das despesas correntes)



Fonte: Elaboração própria a partir da POF de 2002-2003.

apresentaram um percentual de gastos com educação maior do que aquele apresentado pelas famílias chefiadas por pessoas com pouca ou nenhuma instrução, independentemente de sua localização na distribuição de renda. Para as famílias cujos chefes tinham menos de 8 anos de estudo, mesmo para aquelas situadas nos quintos superiores da distribuição de renda, o gasto com educação não chegou a 3% das despesas correntes. Tais números contrastam com o resultado apresentado pelas famílias cujos chefes tinham mais de 11 anos de estudo quando, já a partir do 2º quinto, as despesas com educação representaram um percentual próximo ou superior a 5% das despesas correntes. Dessa forma, é possível concluir que não é apenas a renda familiar *per capita* que influi nas despesas familiares com educação, mas também a escolaridade do chefe. Chefes de família mais escolarizados incentivariam a escolarização dos seus filhos.

Além de terem gastado mais com educação, as famílias cujos chefes têm 11 anos ou mais de estudo também destinaram uma parcela maior desse gasto para cursos regulares. Conforme mostra a tabela 7, as famílias chefiadas por pessoas com 11 anos ou mais de estudo gastaram para todos os níveis de ensino regular (pré-escola e ensinos fundamental, médio e superior) um percentual de suas despesas com educação superior ao das famílias cujos chefes tinham pouca ou nenhuma instrução. O mesmo pode ser observado com cursos de idiomas e de esporte e lazer, com os quais as famílias com chefes mais escolarizados também tiveram um percentual maior de gastos. Por outro lado, as famílias com chefes com pouca ou nenhuma instrução concentraram uma parcela maior de suas despesas em artigos escolares e em livros didáticos e revistas técnicas.

Outra constatação possibilitada pela tabela 7 é que as famílias chefiadas por pessoas com pouca ou nenhuma escolaridade procuraram compensar parcialmente o



TABELA 7

**Composição das despesas com educação segundo a escolaridade do chefe**

(Em % das despesas com educação)

Nível de instrução do chefe de família	Sem Instrução	Anos de estudo				
		1 a 3	4 a 7	8 a 10	11	12 e +
Educação	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Pré-escola	2,25	2,43	4,26	6,87	4,92	5,25
Ensino fundamental	4,53	7,77	9,74	11,72	16,49	19,17
Ensino médio	1,94	3,94	6,52	6,35	8,66	10,84
Ensino superior	23,94	21,39	29,68	28,02	35,79	34,90
Pós-graduação	0,65	0,97	0,55	0,50	1,30	4,22
Cursos de esporte e lazer	0,81	1,95	2,58	2,86	2,59	3,91
Cursos de treinamento	8,76	10,73	6,88	8,27	3,73	1,55
Cursos de idiomas	1,95	1,34	2,10	2,84	3,56	5,04
Outros cursos	4,42	6,68	6,56	6,96	6,11	4,71
Livros didáticos e revistas técnicas	11,90	8,72	5,76	4,75	4,02	3,33
Artigos escolares	24,15	21,73	14,25	11,52	6,31	2,95
Taxas e contribuições	1,16	1,23	1,41	0,93	0,67	0,44
Outros gastos	13,54	11,13	9,73	8,40	5,84	3,68

Fonte: Elaboração própria a partir da POF de 2002-2003.

gasto menor em cursos regulares reservando uma fatia maior de suas despesas a cursos de treinamento (digitação, cursos de informática, cursos profissionalizantes etc.).

### 4.3 Diferenças regionais nos gastos das famílias com educação

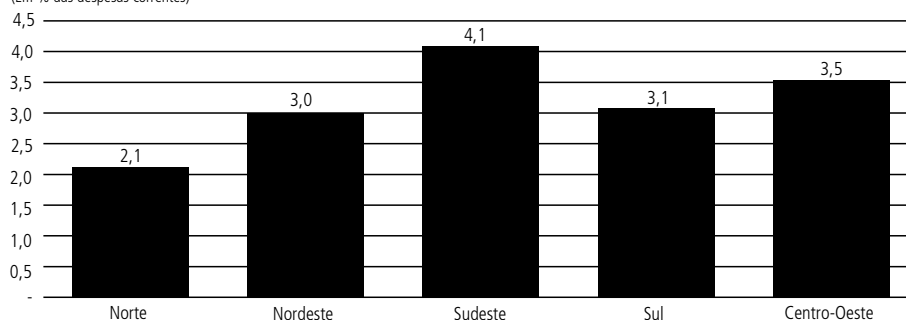
Como mostra o gráfico 10, existem algumas diferenças regionais nos gastos com educação. Enquanto no Sudeste o gasto com educação representava 4,1% das despesas correntes, o percentual era de 2,1% e 3,0% nas regiões Norte e Nordeste, respectivamente.

Além das diferenças regionais dos gastos com educação, pode-se ver pela tabela 8 que também a composição das despesas variou conforme a região. Em relação às demais regiões, o Norte e o Nordeste concentraram um percentual maior de seus gastos nos níveis mais baixos de ensino (pré-escola e ensino fundamental no Norte, e pré-escola, ensino fundamental e ensino médio no Nordeste) e em despesas com livros didáticos e artigos escolares. Sudeste, Sul e Centro-Oeste, por outro lado, apresentaram uma composição de gastos com educação mais parecida, com percentuais bem mais elevados de despesas com ensino superior.

GRÁFICO 10

**Despesas com educação por grande região geográfica**

(Em % das despesas correntes)



Fonte: Elaboração própria a partir da POF de 2002-2003.

TABELA 8

**Composição das despesas com educação por grande região geográfica**

(Em % das despesas com educação)

Região	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Educação	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Pré-escola	6,11	7,16	4,94	4,02	3,39
Ensino fundamental	14,42	21,51	15,87	11,88	13,03
Ensino médio	6,29	11,90	8,50	7,97	9,00
Ensino superior	22,24	19,61	34,70	38,80	41,25
Pós-graduação	2,15	0,90	2,90	3,26	1,49
Cursos de esporte e lazer	2,03	2,09	3,68	2,86	2,53
Cursos de treinamento	4,19	2,56	4,06	3,93	3,38
Cursos de idiomas	3,41	2,68	4,11	3,64	4,03
Outros cursos	5,65	5,32	5,28	6,60	4,41
Livros didáticos e revistas técnicas	6,48	8,30	3,75	3,24	3,66
Artigos escolares	19,54	10,85	5,41	7,54	8,99
Taxas e contribuições	1,03	1,05	0,53	1,02	0,71
Outros gastos	6,46	6,07	6,26	5,25	4,13

Fonte: Elaboração própria a partir da POF de 2002-2003.

Outro dado que influenciou muito no nível e na composição das despesas com educação foi o local de moradia das famílias. As famílias situadas nas regiões metropolitanas e nas regiões urbanas não-metropolitanas gastaram um percentual bem maior de suas despesas correntes com educação do que as famílias que viviam no meio rural (4,3% e 3,4%, respectivamente, para as famílias que moravam nas áreas metropolitanas e urbanas não-metropolitanas, contra 1,4% das famílias situadas

nas áreas rurais). Além disso, dos gastos com educação das famílias que viviam no meio rural, mais de 20% foram adquiridos de forma não-monetária (contra menos de 2% para as famílias que viviam no meio urbano).

Uma das razões para o baixo percentual de gastos com educação das famílias das zonas rurais tem a ver com a própria disponibilidade de serviços de educação nessas áreas geográficas. Como há pouca oferta de serviços de educação nessas áreas, principalmente aqueles de natureza privada, os gastos dessas famílias com cursos regulares é bastante baixo.

Isso pode ser percebido na tabela 9. Nela vê-se que a composição das despesas com educação das famílias que moravam nas áreas metropolitanas e urbanas não-metropolitanas foi bem parecida. Para essas famílias, a maior parte das despesas com educação destinou-se aos cursos regulares, em especial aos de ensino fundamental e ensino superior. No caso das famílias moradoras das áreas rurais, por outro lado, a maior parte das despesas com educação se destinou aos gastos com artigos escolares e livros didáticos.

TABELA 9

**Composição das despesas com educação por área geográfica**

(Em % das despesas com educação)

Área geográfica	Metropolitano	Urbano não-metropolitano	Rural
Educação	100,00	100,00	100,00
Pré-escola	6,22	3,98	1,98
Ensino fundamental	18,11	14,02	5,92
Ensino médio	9,15	8,88	3,52
Ensino superior	31,77	35,87	19,39
Pós-graduação	3,27	1,92	0,91
Cursos de esporte e lazer	3,67	2,87	1,34
Cursos de treinamento	3,26	4,31	4,53
Cursos de idiomas	4,36	3,39	1,84
Outros cursos	5,84	5,14	2,95
Livros didáticos e revistas técnicas	3,89	4,30	13,51
Artigos escolares	4,98	8,23	24,76
Taxas e contribuições	0,55	0,82	1,07
Outros gastos	4,92	6,26	18,28

Fonte: Elaboração própria a partir da POF de 2002-2003.

#### **4.4 Gastos com educação segundo a dependência administrativa do estabelecimento escolar (pública ou privada)**

Com o intuito de analisar o impacto dos serviços públicos de educação sobre a estrutura de despesa familiar, procurou-se isolar o efeito da dependência administrativa do estabelecimento escolar dos demais efeitos que poderiam porventura afetar as informações. Para tanto, foi necessário eliminar da análise as famílias que não cumpriam determinados requisitos. Para se avaliar o impacto do setor público na provisão de ensino fundamental, por exemplo, consideraram-se apenas as famílias em que todos os membros que freqüentavam a escola estavam ou no ensino fundamental privado ou no ensino fundamental público. Casos intermediários com alguns membros freqüentando escolas privadas e outros freqüentando escolas públicas foram descartados. Também foram desconsiderados os casos em que havia membros freqüentando diferentes níveis de ensino (alguns no ensino fundamental e outros no ensino médio ou superior). Embora isso tenha eliminado muitas famílias, permitiu uma análise mais limpa do efeito do setor público sobre as despesas das famílias com educação.

Em toda a distribuição de renda da sociedade há pessoas que freqüentam escolas privadas e pessoas que freqüentam escolas públicas. Ainda que seja razoável supor que as famílias com renda familiar mais alta tenham condições mais favoráveis de matricular seus membros em escolas particulares, nem todas optam por fazê-lo. Da mesma forma, embora o acesso ao ensino privado só seja possível por meio de um gasto monetário que para muitas famílias pobres constitui um ônus exagerado, alguns desses pais preferem arcar com esse ônus por imaginar que estão dando a seus filhos condições de vida melhores do que aquelas que tiveram.

Assim, especificamente no caso do ensino fundamental, foi possível analisar o impacto dos serviços públicos de educação nas despesas das famílias situadas em diferentes quintos de renda.

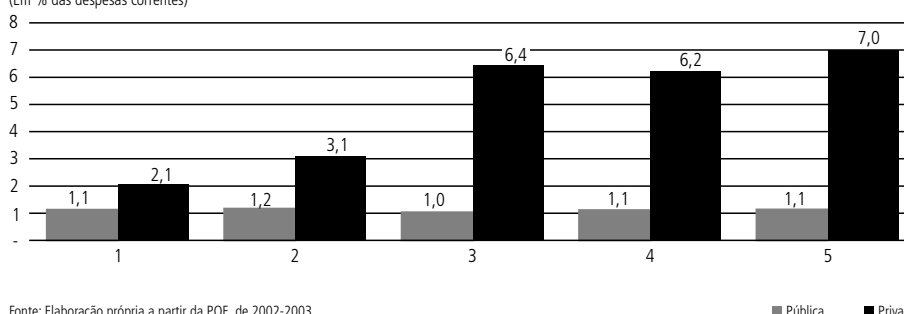
Conforme mostra o gráfico 11, independentemente do quinto de renda em que se encontravam, as famílias cujos membros freqüentaram o ensino fundamental público destinaram cerca de 1% de suas despesas correntes à educação, a maior parte em cursos de treinamento e artigos escolares.

No caso das famílias cujos membros freqüentaram o ensino fundamental privado, as despesas com educação enquanto proporção das despesas correntes foram substancialmente maiores, mesmo para aquelas situadas no 1º quinto de renda. Além disso, ao contrário do que foi observado para as famílias cujos membros freqüentaram a escola pública, a participação das despesas com educação variou substancialmente com o nível de renda das famílias. O percentual de gastos com

GRÁFICO 11

**Despesas com educação segundo a dependência administrativa do estabelecimento escolar das famílias cujos membros freqüentavam apenas o ensino fundamental, por quintos de renda familiar *per capita***

(Em % das despesas correntes)



Fonte: Elaboração própria a partir da POF de 2002-2003.

educação, que era de 2,1% nas famílias do 1º quinto e 3,1% nas famílias do 2º quinto, aumentou consideravelmente a partir do 3º quinto, com valores superiores a 6% das despesas correntes desembolsados em educação. Isso é um indício de que as famílias mais pobres com membros que freqüentaram o ensino fundamental privado teriam compensado em parte o ônus do pagamento das mensalidades escolares matriculando seus membros em escolas privadas mais baratas e, possivelmente, de pior qualidade.

Embora não seja possível fazer o mesmo tipo de análise por quintos de renda para as famílias cujos membros freqüentaram o ensino médio ou o ensino superior, por causa do baixo número de famílias do 1º quinto de renda nas escolas privadas, a análise geral dos números mostra uma situação semelhante a esta observada para o ensino fundamental.

Para as famílias cujos membros freqüentaram o ensino médio público, a participação das despesas com educação nas despesas correntes foi de 1,2%, enquanto naquelas famílias cujos membros freqüentaram o ensino médio privado esse percentual foi de 5,5%. No caso do ensino superior, as famílias cujos membros freqüentaram o ensino público gastaram 1,6% das despesas correntes com educação, ao passo que aquelas cujos membros freqüentaram o ensino privado destinaram 8,8% de suas despesas correntes à educação.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A análise da evolução dos gastos com educação nas principais RMs do país mostrou que essas despesas formam o grupo que mais aumentou de participação no total de despesas correntes entre 1987-1988 e 2002-2003. A expansão decorreu sobretudo de uma busca das famílias por cursos regulares e outros cursos na rede privada de

ensino, principalmente aqueles relacionados ao ensino superior privado. Também contribuiu para a expansão dos gastos o aumento dos preços relativos com educação observado no período em questão, em especial os das mensalidades escolares em todos os níveis de ensino.

Quanto ao efeito da renda das famílias nos gastos com educação, observou-se uma evolução diferenciada entre as famílias situadas no topo e na base da distribuição de renda. Assim, enquanto para as famílias com menor renda não se verificaram alterações significativas na participação dos gastos com educação nas despesas correntes, para as famílias com maior renda familiar notou-se um crescimento considerável do referido gasto na estrutura da despesa familiar. Como consequência, constatou-se uma forte ampliação da desigualdade de gastos entre as famílias, de tal forma que a educação passou a ser um dos itens dos gastos correntes de maior desigualdade.

Por último, foi observado também que, nas famílias cujos chefes tinham mais escolaridade, os gastos com educação cresceram continuamente no período em questão, o que não ocorreu para aqueles de menor escolarização, cujas despesas se mantiveram próximas do patamar histórico. Além disso, constatou-se, na comparação das RMs, que se partiu de uma situação de certa homogeneidade de gastos para uma de desigualdade de gastos.

Para a montagem do perfil dos gastos das famílias com educação verificados na POF de 2002-2003, os resultados obtidos demonstram que o percentual é relativamente pequeno em comparação aos gastos com habitação, alimentação, transporte e outras despesas correntes. Isso se deve à forte participação do setor público na provisão de serviços de educação básica.

Por outro lado, observou-se também que os valores desembolsados com educação representaram um dos itens de despesa com maior desigualdade de gastos entre as famílias mais ricas e as famílias mais pobres. Em média, as famílias mais ricas gastaram quase 30 vezes o valor investido em educação pelas famílias mais pobres. A desigualdade da distribuição de gastos se aprofunda à medida que se avança no nível de ensino. Por outro lado, no que se refere aos gastos com artigos escolares e livros didáticos, as despesas das famílias mais ricas não destoaram daquelas efetuadas pelas famílias mais pobres. Essas famílias, além de gastarem mais, são as que reservam maior espaço em seus orçamentos aos gastos em educação, o que em grande parte está associado à idéia de que a escola privada de educação básica oferece um serviço de melhor qualidade e, principalmente, ao fato de haver pouca oferta de educação pública no ensino superior.

Também foi observado que, independentemente da cor do chefe de família, a parcela das despesas correntes destinada à educação cresce com a renda familiar *per capita*. Entretanto, as famílias com chefes negros mais ricos gastam um percentual ligeiramente inferior ao das famílias chefiadas por brancos.

Quanto ao efeito da escolaridade do chefe na decisão de gastar em educação, observou-se que, quanto maior o nível de escolaridade do chefe de família, maior a parcela das despesas correntes destinada à educação, sobretudo ao pagamento de cursos regulares. Enquanto isso, as famílias com chefes de pouca ou nenhuma instrução concentram uma parcela maior de suas despesas em artigos escolares e em livros didáticos e revistas.

Além disso, demonstrou-se que a escolaridade do chefe é fator determinante no incentivo à escolarização própria ou de seus filhos, independentemente da renda familiar *per capita*. Ou seja, em sua organização orçamentária, as famílias mais pobres, quando chefiadas por pessoas de maior escolaridade, tendem a reservar para a educação uma parcela quase idêntica àquela das famílias mais ricas.

Existem diferenças e semelhanças regionais na importância que as famílias dão à educação. As regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, por exemplo, apresentaram uma composição de gastos com educação mais parecida, com percentuais bem mais elevados de recursos investidos no ensino superior. Já as regiões Nordeste e Norte, além de gastarem menos, concentram suas despesas na educação básica. Além disso, constatou-se que as famílias localizadas nas regiões rurais gastam bem menos e, quando gastam, destinam seus recursos principalmente a artigos escolares.

No que se refere aos gastos familiares e à dependência administrativa do estabelecimento escolar que freqüentam, observou-se que, seja qual for a renda da família, aqueles que freqüentam escolas públicas gastam o mesmo percentual da despesa corrente com educação. Já entre aqueles que estão na escola privada existe uma acentuada desigualdade, com os mais ricos gastando muito mais recursos que os mais pobres. Isso é um indício de que as famílias mais pobres que freqüentam a escola privada estão compensando, em parte, o ônus do pagamento das mensalidades escolares, ao matricularem seus membros em escolas privadas mais baratas e, possivelmente, de pior qualidade.

**ANEXO****Classificação das despesas com educação**

Classificação I	Classificação II	Descrição
Cursos regulares	Pré-escola	Curso pré-escolar
	Ensino fundamental	Curso regular de primeiro grau
	Ensino médio	Curso regular de segundo grau
	Ensino superior	Curso regular de terceiro grau
Outros cursos	Pós-graduação	Cursos de mestrado e doutorado
	Cursos de idiomas	Cursos de inglês, alemão, francês etc.
	Cursos de treinamento	Cursos de informática, datilografia, dança, desenho, culinária, cursos profissionalizantes etc.
	Cursos de esporte e lazer	Cursos de ginástica, hidroginástica, balé, ioga, escolinhas de futebol, natação etc.
	Outros cursos	Cursos pré-vestibular, creche, supletivo, extensão, educação a distância etc.
Livros didáticos e revistas técnicas	Livros didáticos e revistas técnicas	Livros didáticos, revistas técnicas, dicionários, apostilas etc.
Artigos escolares	Artigos escolares	Cadernos, lápis, borracha, tesoura, cola, régua, compasso, giz, pastas, mochilas etc.
Taxas e contribuições	Taxas e contribuições	Taxas escolares, inscrições em seminários e congressos, emissão de diploma, carteira de estudante, associação de pais e mestres, matrícula escolar, multa de biblioteca etc.
Outros gastos	Outros gastos	Aulas particulares, cursos em disco ou fita cassete, uniformes escolares, tradutores, excursões, formaturas etc.



## O CONSUMO CULTURAL DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS\*

Frederico Barbosa da Silva

Herton Ellery Araújo

André Luis Souza

### 1 INTRODUÇÃO

Diversos argumentos têm justificado ou exigido o dimensionamento dos processos de produção e consumo cultural. O principal deles diz respeito ao peso da produção cultural nos processos de desenvolvimento e integração social. Por um lado, a cultura perpassa todas as dimensões da vida em sociedade e se relaciona com a sociabilidade e sua reprodução. Por outro, em sentido mais restrito, liga-se aos direitos e à cidadania.

O mercado não é simples espaço de trocas de mercadorias, mas também um lugar onde se processam interações sociais e simbólicas. Da mesma maneira, o consumo não é um simples movimento de satisfação de necessidades básicas ou de apropriação de bens. O consumo implica uma ordem de significados e posições sociais. Consumir certos bens diz algo sobre quem consome, sobre sua posição social, seu *status*, o lugar a que pertence ou os vínculos que é capaz de estabelecer. É possível dizer que o consumo implica reunir pessoas e distingui-las. Por essa razão, pode-se afirmar que o consumo cria ordem, classifica as pessoas e as associa aos bens; enfim, o consumo ordena informações e organiza significados sobre as estruturas sociais.

O consumo também tem relações com a cidadania, com o direito ao acesso a certos bens e serviços. O direito à cultura implica elementos presentes em todas as gerações de direitos – ou seja, direitos civis, políticos e sociais. Consumir, nesse caso, significa o acesso não somente a bens como aqueles relacionados às artes, mas

---

\* Esta pesquisa fez parte de um conjunto de análises empreendidas pela Diretoria de Estudos Sociais (Disoc), do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), em parceria com a Unesco e o Ministério da Cultura (MinC). Agradecimentos especiais a Fernando Gaiger.

também à informação presente e disseminada nas diversas mídias, nos impressos de todos os tipos, como jornais, revistas, livros etc., e àquela que circula por mídias eletrônicas como a televisão e o rádio, e, mais recentemente, por mídias digitais, em microcomputadores e na internet, com suas infinitas possibilidades.

Portanto, além de o consumo possuir uma dimensão cultural geral (sentido I), o consumo de bens culturais (sentido II) também diz algo sobre a organização social e sobre como esta cria condições para o exercício da cidadania, a formação da opinião e a participação nos processos políticos e sociais. O direito à cultura implica também o desenvolvimento de capacidades que advêm dos processos de escolarização. Ser escolarizado é um dos traços que caracterizam o consumidor contumaz de bens culturais. O consumo amplo e disseminado desses bens é um termômetro preciso que diz algo importante sobre o acesso à escolarização e aos bens, serviços e habilidades oferecidos e estimulados pelas sociedades contemporâneas. Esse terceiro aspecto – o acesso à escolarização formal – liga a cultura no sentido I àquela do sentido II. A política educacional liga a experiência cotidiana com tecnologias específicas e formais, que facultam às pessoas o acesso ao patrimônio simbólico das sociedades. Portanto, trata-se de uma política capaz de dotar as pessoas dos recursos que permitem a apropriação sistemática e universal dos recursos culturais.

O consumo é um conjunto de processos socioculturais nos quais as pessoas se apropriam e usam produtos e serviços de forma a dizer algo sobre si mesmas, a sociedade, os grupos e as localidades em que vivem. Portanto, o consumo diz respeito à totalidade das interações sociais, desde a distinção entre grupos, até o estado do sistema educacional e das inovações tecnológicas. Consumir é participar dos cenários da vida social, de suas disputas e significados. A escassez de bens impõe certa lógica: a de que alguns se apropriem dos bens e outros não, em um processo que permite a distinção e união, o reconhecimento do valor dos bens ou sua desvalorização, assim como daqueles que os consomem.

Ao mesmo tempo, em um registro analítico um tanto diferente, pode-se dizer que ao se separar o mundo dos bens culturais (e estamos certamente narrando algo sobre as práticas), dimensionando-o, afirma-se a importância desse universo nas estratégias de produção e reprodução sociais. Também nesse caso, o consumo é coerente com as posições e o capital social e econômico acumulado pelos indivíduos e famílias.

O consumo cultural das famílias faz parte do Produto Interno Bruto (PIB) junto com investimentos dos diferentes agentes econômicos – públicos e privados – e do setor externo. Afirmar que ultrapassa 2,4% significa dizer que o PIB da

cultura tem nesse número um piso, sendo possivelmente maior do que ele. As áreas culturais são heterogêneas e envolvem diferentes modalidades de organização empresarial e tecnológica, assim como as operações de circulação também se apresentam em formas absolutamente diferenciadas. Assim, cada área ou segmento cultural tem diferentes inserções e graus de participação na dinâmica da produção cultural.

O exemplo do audiovisual é claro a respeito dessa complexidade. As transformações pelas quais o cinema passa indicam as profundas reformulações que ele enfrenta com as constantes mudanças tecnológicas, em razão da evolução da televisão, do vídeo, dos DVDs, da disseminação das videolocadoras, e assim por diante. A queda da frequência às salas de cinema tem inúmeras razões adicionais que não se limitam às transformações internas do setor; mas o que se quer ressaltar aqui são as mudanças que a área do audiovisual teve de enfrentar nas últimas décadas, estabelecendo relações íntimas com as diversas áreas de mídia nas suas estratégias de revitalização. Em resumo, mudanças tecnológicas, segmentação de mercados, preços, reorganização das cadeias de produção refletem-se nos usos, nas práticas e nos padrões das despesas culturais.

Nesse contexto, o poder público tem se mostrado bastante despreocupado no que se refere à ação ordenada nas cadeias de produção de bens culturais, embora sua intervenção na forma de financiamento e fomento tenha se ampliado. Ou seja, o dimensionamento do consumo das famílias é extremamente importante, mas deve ser acrescido de informações para permitir ações mais pontuais ou abrangentes na cadeia de produção do entretenimento e da cultura. Mas é relevante saber que o consumo das famílias atinge a casa dos R\$ 30 bilhões, enquanto o montante de recursos aportados pelos três níveis de governo em pouco ultrapassa os R\$ 2 bilhões.

Neste texto, depois desta introdução e da próxima seção, que contém considerações metodológicas gerais, são apresentados na seção 3 os montantes de gastos culturais das famílias em seus diferentes componentes de consumo e descritas algumas variáveis socioeconômicas que condicionam o consumo cultural, entre elas, escolaridade da pessoa de referência, cor, gênero e renda da família. Depois apresenta algumas interpretações relativas à disponibilidade de equipamentos no domicílio, nas cidades (equipamentos públicos) e aventa a possibilidade de que a distribuição e presença de equipamentos seja uma variável explicativa importante para a compreensão dos padrões de consumo cultural. Também são mostradas as desigualdades espaciais do consumo cultural. A seção 4 mostra que os bens e os serviços culturais fazem parte da vida das famílias brasileiras e se constituem em bens necessários ao seu padrão de reprodução.

## 2 METODOLOGIA

A Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) faz o levantamento da composição dos dispêndios das famílias por classe de rendimentos e segundo as principais características demográficas e educacionais. Adicionalmente dá valiosas informações sobre o padrão distributivo dos recebimentos, a evolução do endividamento e o perfil de dispêndio.

O consumo faz parte de estratégias culturais. Considerá-lo como tal implica dizer que ao selecionar bens e deles se apropriarem, as pessoas definem o que consideram valioso socialmente, com quem desejam estabelecer trocas ou laços de solidariedade, quem convidam à mesa e quem dela excluem.

A POF impõe uma limitação metodológica, pois os dispêndios não podem ser considerados, pelo menos não diretamente, um indicador de preferência e das estratégias de ordenação de significados.

Os preços e os salários, e sua variação ao longo do tempo, são fatores que fazem com que os dispêndios das famílias não guardem relações diretas com as unidades de produtos e serviços consumidos como bens valorizados culturalmente e, portanto, não podem ser usados como indicadores das prioridades de consumo nas estratégias de reprodução social das famílias. O consumo responde a um cálculo global que envolve aspectos econômicos, mas também aspectos simbólicos e sociais.

Outro fator que impede que a estrutura de gastos das famílias se refira diretamente às preferências culturais é que parte do consumo cultural não é feita no mercado, mas implica estratégias coletivas (festas cotizadas, por exemplo) ou do próprio poder público (*shows*, eventos, subsídios, serviços de bibliotecas, museus etc.). Esses não se constituem propriamente em gastos monetários das famílias, mas mobilizam valores e relacionam-se com práticas valorizadas.

Mesmo com esses dois elementos limitadores do escopo das análises e que dificultam conclusões mais definitivas – até com a hipótese de forte correlação entre gastos e preferência não descartada –, pode-se explorar uma hipótese fraca, mas que descreva algo sobre o consumo de cultura das famílias a partir da POF. Dessa forma, a investigação foi reduzida à observação de uma cesta de bens que provisoriamente foram considerados como bens culturais.<sup>1</sup>

O consumo é aqui definido nos termos de Douglas e Isherwood, ou seja, como área das relações sociais em que as transações são realizadas livremente,

1. Para considerações metodológicas complementares, consultar Reis, Silveira e Andreazzi (2002) e Silveira, Bertasso e Magalhães (2003).

apenas limitadas pela percepção das próprias intenções, além da lei e do comércio, portanto, das regras culturais e da moral, que definem padrões de consumo.

Os bens culturais são aqueles que se relacionam com necessidades materiais e culturais, úteis para proporcionar informações, entretenimento e posicionar social e estruturalmente as pessoas umas em relação às outras.

Nesse último sentido, os bens culturais remetem a processos de integração e exclusão social; referem-se a processos institucionais de reconhecimento e valorização das possibilidades das expressões culturais diferenciais. Também se relacionam com a cidadania ao expressarem o direito de acesso e qualificação de informações úteis. Os itens culturais podem referir-se a:

- a) leitura (livros didáticos e não-didáticos, revistas, jornais etc., ou seja, mídia escrita);
- b) fonografia (CDs, discos de vinil, aparelhos ou equipamentos);
- c) espetáculo vivo e artes (circo, artes, teatro, balé, *shows*, música etc.);
- d) audiovisual (cinema, práticas amadoras, TV a cabo, equipamentos e conteúdos);
- e) microinformática (equipamentos e internet); e
- f) outras saídas (boate, danceteria, zoológico etc.).

Esses itens também foram reagrupados em consumo no interior ou fora do domicílio, para explorar algumas idéias sobre o tamanho e o número de vínculos de sociabilidade que podem expressar. Embora não tenha sido possível desdobrar interpretações nessa direção, esse foi o espírito original. As informações foram mantidas, na expectativa de que possam ilustrar de alguma forma a importância das práticas domiciliares no consumo cultural.

## 2.1 Curva de concentração

Apresentam-se curvas de concentração dos gastos em cultura e com seus principais itens. O objetivo é melhor visualizar o quanto se encontram concentradas tais despesas segundo os níveis de renda. Ou seja, objetiva-se avaliar, com essas representações gráficas, como os gastos com cultura se comportam à medida que a renda aumenta.

Foram construídos dois tipos de curvas de concentração: na primeira, relaciona-se a proporção acumulada da população, ordenada segundo a renda familiar mensal *per capita*, à proporção acumulada da renda, dos gastos em consumo

e das despesas culturais. Na segunda, associa-se a proporção acumulada dos gastos em cultura com as proporções acumuladas dos itens de cultura, tendo sido a população ordenada segundo a renda familiar mensal *per capita*.

## 2.2 Classes de renda

A construção de classes econômicas (A/B, C e D/E) seguiu o Critério de Classificação Econômica Brasil (CCEB), adotado pela Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa (Abep). Esse critério é uma das formas de estimar o poder de compra das pessoas e famílias em classes econômicas. Para isso, pontua-se a existência de alguns eletroeletrônicos e eletrodomésticos e, também, de automóvel e banheiro, além de empregada mensalista. De acordo com essa pontuação, as classes são distribuídas pelas cinco primeiras letras do alfabeto, sendo que as primeiras letras representam as famílias mais abastadas e, as últimas letras, as famílias com menor poder econômico. O nível de escolaridade da pessoa de referência também é pontuado.

## 3 DISPÊNDIOS CULTURAIS EM 2002

Em 2002, os dispêndios culturais atingiram R\$ 31,9 bilhões, aproximadamente 3% do total de gastos das famílias e 2,4% do PIB. As despesas com bens culturais relacionados a práticas domiciliares foram predominantes. Praticamente 82% dos gastos com cultura se referem às práticas realizadas dentro do domicílio, ou seja, com televisão, vídeo, música e leitura. As práticas que pressupõem saídas do domicílio correspondem a 17,8%. As despesas culturais demandam equipamentos e uso de bens duráveis que correspondem a 45,8% do total. A tabela 1 sintetiza essa composição. Nas seções seguintes detalham-se essas características.

TABELA 1

### Distribuição do dispêndio cultural por itens e características da prática

Itens de despesa cultural	Total (R\$)	%
Audiovisual	13.177.006	41,2
Cinema	1.227.048	3,8
Fotografia, aparelhos óticos e audiovisuais	1.910.945	6,0
Tv a cabo	2.199.819	6,9
Tv (equipamento)	4.383.598	13,7
Vídeo (conteúdo)	2.420.504	7,6
Vídeo (equipamento)	1.035.092	3,2

(continua)

(continuação)

Itens de despesa cultural	Total (R\$)	%
Espectáculo ao vivo e artes	2.142.969	6,7
Artes (teatro, circo, danças, museus etc.)	1.378.458	4,3
Indústria fonográfica	4.649.771	14,6
Música (instrumentos, <i>shows</i> etc.)	764.511	2,4
Cd, vinil, fita etc.	1.235.588	3,9
Equipamento de som	3.414.183	10,7
Leitura	4.993.774	15,6
Didáticos	998.752	3,1
Livros	559.937	1,8
Periódicos (jornal, revista etc.)	3.435.085	10,8
Microinformática	4.670.364	14,6
Acessório de micro	164.577	0,5
Internet	776.185	2,4
Microequipamento	1.048.888	3,3
Microcomputador	2.680.714	8,4
Outras saídas (boate, danceteria, zôo etc.)	2.319.372	7,3
Consumo cultural total	31.953.255	100,0
Práticas fora de casa	5.689.389	17,8
Práticas de audiovisual (cinema, tv a cabo, vídeo)	5.847.371	18,3
Práticas (sem bens duráveis)	17.315.258	54,2

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração dos autores.

### 3.1 Dispêndios culturais domiciliares

#### 3.1.1 Despesas com audiovisual

As despesas com audiovisual ultrapassam aquelas relacionadas à escrita e à leitura. As despesas anuais relacionadas ao audiovisual são de R\$ 13 bilhões e atingem o primeiro lugar entre os gastos culturais, ou 41,2%. Os dispêndios com equipamentos correspondem a 41% dos gastos com audiovisual, sendo que 33,3% referem-se à compra de equipamentos de televisão e perto de 8% a equipamentos de vídeo caseiro. A compra de conteúdos de vídeo (DVDs, fitas etc.) consome R\$ 2,4 bilhões (18,4%). Os dispêndios com TV a cabo são de R\$ 2,1 bilhões, próximos

a 7% do total, em contraste com o consumo de cinema, que, embora significativo (3,8% ou R\$ 1,2 bilhão), é menor do que o consumo realizado no domicílio.

O vídeo se converteu nas últimas décadas na principal forma de consumir os produtos do setor audiovisual. Quem vai a cinemas também aluga filmes e DVDs para vê-los no domicílio; mas entre esses que vão à locadora e levam filmes para ver em casa, nem sempre se encontram pessoas com o hábito e o ânimo de sair para uma sala de cinema que fica do outro lado da cidade. É muitas vezes mais cômodo e mais barato alugar filmes, além da vantagem e da possibilidade de o filme ser visto por um número maior de pessoas. Ir ao cinema ainda é uma opção de entretenimento, como se vê, mas a assistência a filmes em casa, no entanto, é uma alternativa cômoda. A televisão tradicional, a TV a cabo e o videocassete se converteram na mais freqüente forma de ver filmes e também na mais universal.

As despesas relacionadas à leitura (livros e imprensa) representam 15,6% do total, portanto, bem abaixo do consumo audiovisual, mas ocupa o segundo lugar em montante e peso no consumo cultural. No grupo da leitura, os dispêndios com periódicos (jornais, revistas etc.) representam 68,8%. Somados aos dispêndios com leitura de livros e material didático, chegam a 88,8%, enquanto os livros (literatura, religiosos etc.) representam 11,2%. O consumo de livros concentra-se em boa medida nas classes de renda alta: 90% das classes A/B, 66% da C e apenas 42% das D/E têm mais de dez livros em casa. Em termos gerais, ter uma grande quantidade de livros em casa, mesmo que não implique a existência de um grande leitor, tem uma correlação com maior escolarização e com o fato de a pessoa se situar nos estratos de mais alta renda (ver RIBEIRO, 2003).

### 3.1.2 Despesas com a fonografia

As despesas com produtos da indústria fonográfica chegam a 14,6% dos dispêndios culturais totais. No entanto, 73,4% se referem a gastos com equipamentos e 26,6% a gastos com o suporte dos conteúdos (CD, disco vinil, fitas etc.). As práticas amadoras (foto e audiovisual) representam R\$ 1,9 bilhão ou 6% do total. É interessante notar que os maiores gastos com equipamentos estão nas classes de menor renda. Esse fato decorre da ausência desse tipo de aparelho nos domicílios da classe D/E, ou seja, os dispêndios aqui implicam a aquisição de equipamentos, enquanto as outras classes já os adquiriram em outro momento do ciclo da vida econômica do domicílio.

### 3.1.3 Despesas com a microinformática

A microinformática é uma categoria de prática e consumo em processo de consolidação, mas ainda com baixo grau de cobertura. As despesas com microinformática



chegam a R\$ 4,6 bilhões ou 14,6% do total cultural. Desses gastos o maior peso é com equipamentos, mas é importante registrar os gastos com internet, que representam 16,6% (R\$ 776 milhões).

O acesso à internet tem sido saudado como uma nova modalidade de acesso que, em muitos casos, simboliza a democratização da cultura, mas uma aproximação rápida mostra que essa prática é restrita aos 2/10 de maior renda, que realizam 87% dos gastos com internet e 71% dos gastos com microinformática. Mesmo assim, o uso dessas tecnologias tem permitido uma reestruturação global do consumo, modificando-lhe o tempo e a estrutura dos serviços a que dão suporte.

As tecnologias multimídias transformaram os mercados livres e musicais, criaram museus, bibliotecas e hemerotecas virtuais etc. e vieram para alterar profundamente o acesso aos bens culturais. Infindáveis discussões a respeito de direitos de autor e da qualidade do fazer cultural desdobram-se com a configuração desses novos paradigmas tecnológicos. Seja qual for o resultado desses debates, é necessário reconhecer que essas tecnologias já transformaram definitivamente as formas de acesso e as relações com a produção e o consumo de bens simbólicos.

No entanto, há que se enfatizar as desigualdades e a pouca abrangência do acesso. Em 2002, 14% da população possuíam computador em casa e apenas 10% tinham internet, o que é revelador tanto do potencial quanto das dificuldades na ampliação da cobertura.

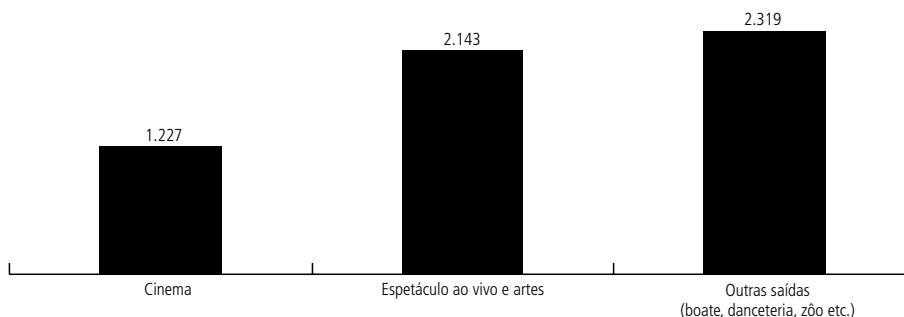
### 3.2 Dispêndios culturais fora do domicílio

As despesas fora de casa representam 17,8% e nelas predominam as atividades de lazer relacionadas a atividades artísticas. As despesas fora de casa compreendem tanto as práticas culturais (teatro, *shows*, circo, cinema, museus etc.) quanto aquelas mais ligadas a divertimento (lazer, zôo, discoteca etc.). As primeiras representam 10,5%, e as segundas, 7,3% dos dispêndios culturais. Ambas representam R\$ 5,6 bilhões, 17,8% dos dispêndios totais com cultura.

Em termos de montantes, o cinema representa 22% dos gastos com saídas, seguindo-se a frequência a espetáculos artísticos, com 38%. Ambas as práticas, que podemos associar às artes tradicionais, ultrapassam os 40% destinados a outras saídas.

Esses três itens representam 3,8% (cinema), 6,7% (espetáculos e artes) e 7,3% (outras saídas) dos dispêndios totais das famílias. Os dispêndios com teatro representam proporção maior que a do cinema, ou seja, 4% dos dispêndios culturais das famílias (R\$ 1,2 bilhão).

GRÁFICO 1  
**Montantes dos dispêndios culturais fora do domicílio**  
 (Em R\$ milhões)



Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração dos autores.

### 3.3 Formato das famílias e gasto cultural

O formato das famílias tem um impacto importante na composição dos gastos com cultura. As famílias com filhos acima de 18 anos gastam mais com práticas extradomiciliares (R\$ 2,5 bilhões ou 23%). As famílias que têm filhos com até 18 anos gastam mais com atividades feitas no interior da casa (aproximadamente 87%). Já nas famílias sem filhos, os gastos com práticas fora de casa representam 18%. Esse comportamento é esperado, tendo em vista as necessidades de cuidados com as crianças dependentes e outras atividades das crianças e jovens (a exemplo do estudo) que tomam tempo ou fazem com que o lazer doméstico seja uma estratégia mais comum.

Em termos de consumo médio, em cada 100 domicílios, os maiores gastos são das famílias com filhos acima de 18 anos (R\$ 82), enquanto os menores são das famílias sem filhos (R\$ 56,7). As práticas fora de casa constituem-se no maior *per capita*/domiciliar para as famílias com filhos acima de 18 anos (R\$ 18,8), enquanto as famílias sem filhos gastam R\$ 10,3. Dessa forma, é possível dizer que o consumo cultural é feito em boa medida por jovens, ou por famílias que têm filhos de mais de 18 anos ainda no domicílio.

A tabela 2 ainda mostra que, enquanto os maiores gastos por domicílio são realizados pelas famílias com filhos, os maiores dispêndios *per capita* (para cada 100 pessoas) são das famílias sem filhos (R\$ 30). Os gastos das famílias por 100 pessoas com filhos menores são de R\$ 15 e das com filhos maiores são de R\$ 17,7. Também os maiores *per capita* com atividades externas são das famílias sem filhos e depois das famílias com filhos maiores de 18 anos.

Quanto à composição do consumo é interessante apontar para os itens de consumo que se destacam: o consumo relacionado ao audiovisual é o maior em

TABELA 2

**Porcentagem do dispêndio cultural no domicílio ou fora no total por tipo de família**

	Itens de despesa cultural	Sem filhos	Com filhos até 18 anos	Com filhos acima de 18 anos	Total
Montante (R\$)	Práticas em casa	6.283.351	11.462.175	8.518.340	26.263.866
	Práticas fora de casa	1.387.867	1.763.053	2.538.469	5.689.389
	Consumo cultural	7.671.216	13.225.228	11.056.809	31.353.255
Participação percentual	Práticas em casa	82	87	77	82
	Práticas fora de casa	18	13	23	18
	Consumo cultural	100	100	100	100
Para cada 100 domicílios (R\$)	Práticas em casa	46,5	53,3	63,1	54,1
	Práticas fora de casa	10,3	8,2	18,8	11,7
	Consumo cultural	56,7	61,4	82,0	65,8
Para cada 100 pessoas (R\$)	Práticas em casa	24,7	13,0	13,6	14,3
	Práticas fora de casa	5,5	2,0	4,1	3,2
	Consumo cultural	30,2	15,0	17,7	18,2

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração dos autores.

todos os tipos de famílias, mas é interessante notar que é ligeiramente superior nas famílias sem filhos. Em parte, os itens que respondem por essas diferenças são cinema (4,6%) e TV a cabo (8,6%) (tabela 3).

Os gastos com audiovisual são menores para as famílias com filhos maiores. Possivelmente, parte desses gastos foi realizada em outros períodos do ciclo de vida da família, com a aquisição de equipamentos etc. Também é importante observar que o percentual de gastos com conteúdos de audiovisual nessa categoria de família chega a 8% dos dispêndios totais.

O dispêndio com espetáculo e artes também é ligeiramente superior nas famílias com filhos maiores, em especial nos espetáculos vivos como teatro, dança e visitação a museus.

A mesma categoria de famílias (com filhos maiores no domicílio) consome em proporção ligeiramente superior CDs, discos de vinil, fitas etc., embora o menor gasto com equipamentos faça com que os gastos com produtos da indústria fonográfica sejam ligeiramente inferiores aos das famílias com filhos até 18 anos.

TABELA 3

**Consumo cultural por tipo de família**

(Em %)

Itens de despesa cultural	Domicílios sem filhos	Domicílios com filhos até 18 anos	Domicílios com filhos acima de 18 anos	Total
Cinema	4,6	2,8	4,5	3,8
Fotografia, aparelhos óticos e audiovisuais	5,6	6,8	5,2	6,0
Tv a cabo	8,6	5,8	7,0	6,9
Tv (equipamento)	14,5	15,2	11,5	13,7
Vídeo (conteúdo)	7,1	8,0	7,4	7,6
Vídeo (equipamento)	3,4	3,5	2,9	3,2
Audiovisual	43,8	42,1	38,5	41,2
Circo	0,0	0,1	0,0	0,1
Artes (teatro, dança, museus etc.)	4,0	3,7	5,1	4,3
Música (intrumentos, <i>shows</i> etc.)	2,3	2,7	2,1	2,4
Espetáculo ao vivo e artes	6,3	6,5	7,2	6,7
Cd, vinil, fita etc.	3,7	3,7	4,2	3,9
Equipamento de som	9,8	12,3	9,4	10,7
Indústria fonográfica	13,5	15,9	13,6	14,6
Didáticos	0,8	5,2	2,2	3,1
Livro	2,2	1,7	1,5	1,8
Periódicos (jornal, revista etc.)	11,9	9,3	11,6	10,8
Leitura	15,0	16,3	15,3	15,6
Acessório de micro	0,3	0,6	0,5	0,5
Internet	2,5	2,4	2,4	2,4
Microequipamentos	2,4	3,0	4,2	3,3
Microcomputador	9,1	9,1	7,0	8,4
Microinformática	14,3	15,2	14,1	14,6
Outras saídas (boate, danceteria, zôo etc.)	7,2	4,0	11,2	7,3
Consumo cultural	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração dos autores.

No que se refere à leitura, alguns itens se destacam: o alto consumo de livros didáticos pelas famílias com filhos até 18 anos, o que era de se esperar; e também a proporção do consumo das famílias sem filhos no que se refere aos livros não-didáticos (2,2%) e periódicos (11,9%). Nesse último item, aponte-se para os gastos das famílias com filhos maiores, que têm dispêndio de 12,8%.

O gasto com internet é similar entre os tipos de família, mas com microcomputador é maior para as famílias com filhos até 18 anos. É provável que, para as famílias com maior renda e com filhos, o acesso à internet seja uma das atividades de lazer mais importantes para crianças e adolescentes.

Também são importantes para os dispêndios totais as “outras saídas”, que representam mais de 11% dos dispêndios das famílias que têm filhos maiores e 7,2% das famílias sem filhos.

### **3.4 Características socioeconômicas das famílias e práticas e despesas culturais**

As características socioeconômicas das famílias condicionam as práticas e as despesas culturais. Estas variam significativamente segundo certas características socioeconômicas das famílias. Há certa coerência entre as características econômicas e o comportamento de consumo, isto é, em como as famílias se alimentam, habitam, se deslocam de um lugar a outro etc., mas também – o que nos interessa mais de perto – como se informam, lêem, se divertem e desfrutam dos possíveis momentos de tempo livre.

A escolaridade também determina o montante e a composição do consumo, assim como a renda desempenha papel relevante. As características da pessoa de referência, como etnia e gênero, completam o quadro.

#### **3.4.1 Escolaridade e despesa cultural**

A despesa cultural está intimamente relacionada com a escolarização, isto é, quanto maior a escolarização da pessoa de referência maior o consumo cultural das famílias. A intensidade do consumo cultural (em montantes e percentuais das despesas) está fortemente relacionada com o nível de escolaridade. As famílias chefiadas por pessoas com mais de 12 anos de estudo respondem por 40% dos gastos culturais das famílias. Somadas àquelas com mais de 8 anos, representam 63% das despesas culturais.

A tabela 4 mostra que o dispêndio cultural das famílias chefiadas por pessoas com escolaridade superior a 12 anos corresponde a 42% daquele das que têm a

TABELA 4  
**Dispêndios culturais das famílias por escolaridade da pessoa de referência**

Itens de despesa cultural	Até 11 anos de estudo (a)	12 anos ou + de estudo (b)	(b)/(a)
Consumo cultural	19.527.302.503	11.282.046.695	(42)
Número de domicílios	43.169.276	4.922.342	(89)
Número de pessoas	159.250.386	13.949.200	(91)
Consumo cultural por 100 domicílios	45.234	229.201	407
Consumo cultural por 100 pessoas	12.262	80.880	560
Participação dos dispêndios culturais no total dos gastos das famílias	2,7	3,7	36,8

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração dos autores.

pessoa de referência com menos de 11 anos de estudo. No entanto, o número de domicílios com pessoa de referência com mais de 11 anos de estudo é 89% menor e o número de pessoas nessas famílias é 91% menor que o daquelas com menos de 8 anos de estudo. O consumo médio para cada 100 domicílios é 400 vezes entre os de maior escolaridade da pessoa de referência e o consumo *per capita* (cada 100 pessoas) é 560 vezes maior. A participação dos dispêndios culturais no dispêndio total das famílias é 36,8 vezes maior para as famílias cuja pessoa de referência tem mais de 11 anos.

A escola é um dos instrumentos de políticas culturais mais poderosos pela sua universalidade e cobertura. Forma o gosto e faz com que as classes sociais internalizem disposições de apreciação e uso dos bens simbólicos de forma duradoura e estável. Os dados, no entanto, demonstram as desigualdades no acesso e que outras forças – em especial as do mercado de bens (e a renda daí auferida) e de trabalho – são móveis poderosos a determinar os traços dos hábitos de consumo.

Entretanto, a cultura é um bem necessário. As famílias em geral consomem bens culturais em montantes diferentes, mas em proporções muito semelhantes relativamente aos seus gastos e à sua renda global. A educação explica em parte as diferentes composições e preferências de consumo das famílias. A tabela 5 apresenta a participação dos diversos dispêndios no total cultural no que se refere à escolaridade da pessoa de referência.<sup>2</sup>

Essa tabela permite uma leitura sintética dos consumos culturais: todas as atividades que demandam um grau maior de domínio de habilidades escolares

2. As famílias com pessoa de referência mais escolarizada despendem mais do orçamento com a educação.

TABELA 5

**Porcentagem do dispêndio cultural das famílias por escolaridade da pessoa de referência no total**

Itens de despesa cultural	Até 11 anos de estudo	12 anos ou + de estudo
Cinema	2,7	5,7
Fotografia, aparelhos óticos e audiovisuais	5,6	6,5
Tv a cabo	4,3	11,1
Tv (equipamento)	18,0	7,0
Vídeo (conteúdo)	6,8	8,7
Vídeo (equipamento)	3,3	3,1
Audiovisual	40,8	42,2
Circo	0,1	0,0
Artes (teatro, dança, museus etc.)	4,0	4,7
Música (instrumentos, <i>show</i> etc.)	2,5	2,4
Espectáculo ao vivo e artes	6,5	7,1
Cd, vinil, fita etc.	3,7	4,1
Equipamento de som	14,3	4,7
Indústria fonográfica	18,0	8,8
Didática	3,6	2,3
Livro	1,2	2,7
Periódicos (jornal, revista etc.)	8,9	13,6
Leitura	13,7	18,6
Acessório de micro	0,3	0,9
Internet	1,3	4,4
Microequipamento	3,7	2,6
Microcomputador	7,4	9,7
Microinformática	12,8	17,5
Outras saídas (boate, danceteria, zôo etc.)	8,2	5,7
Consumo cultural	100,0	100,0

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração dos autores.

(como a leitura) têm um consumo maior por parte dos grupos de maior escolarização. Há uma forte correlação entre os anos de estudo e o desenvolvimento dessas habilidades e elas estão presentes em grande parte das demandas por frequência aos cinemas e no consumo de conteúdos de TV a cabo e de vídeo caseiros. Em muitos casos, o consumo de imagens é exigente em termos de habilidades de leitura em

sentido amplo, mas também para o acompanhamento dos diálogos escritos do cinema e do vídeo. Nesses itens, os dispêndios das famílias são maiores quando a pessoa de referência é também mais escolarizada.

O mesmo raciocínio vale para as atividades do espetáculo vivo, que, além dos hábitos próprios advindos da prática, também são acompanhadas por domínio de códigos culturais e textuais mais exigentes, advindos ou da maior frequência aos eventos culturais ou do treinamento escolar.

Os mais escolarizados também consomem mais conteúdos musicais, embora o consumo de produtos fonográficos – em especial os equipamentos – seja grande entre aquelas famílias cujas pessoas de referência têm menos de oito anos de estudo, como apontado anteriormente.

### 3.4.2 Renda e despesa cultural

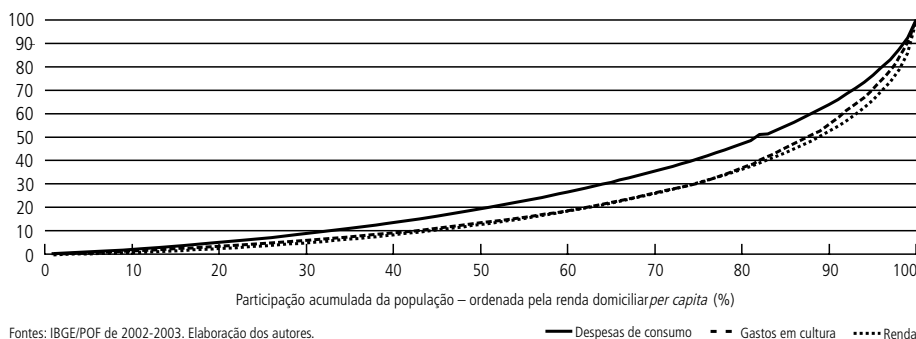
Os efeitos da renda têm peso considerável na estrutura da despesa cultural. A renda domiciliar exerce efeito importante no consumo. Os domicílios de renda mais alta concentram os dispêndios em cultura, mas cada segmento cultural tem comportamento diferenciado quanto aos dispêndios das famílias. As curvas de concentração permitem a visualização (gráfico 2).

Primeiramente compara-se a concentração dos gastos culturais com a da renda e das despesas de consumo, pois vale verificar o quão diferente é o perfil distributivo do consumo cultural do da renda e das despesas de consumo. No gráfico fica claro que o orçamento cultural é tão concentrado como a renda, sendo ambos, por outro lado, bem mais concentrados que as despesas de consumo. Efetivamente, os 40% mais pobres respondem por tão-somente 10% da renda e do

GRÁFICO 2

#### Curva de Lorenz da renda familiar *per capita* e curvas de concentração das despesas em consumo e dos gastos em cultura

(Participação acumulada de renda, consumo e cultura, em %)





dispêndio cultural, sendo, todavia, responsáveis por cerca de 15% das despesas de consumo. Por outro lado, os 10% mais ricos despendem 40% dos gastos em cultura e se apropriam de parcela semelhante da renda, ainda que, no que concerne aos dispêndios de consumo, respondam por 30%. As despesas de consumo são menos concentradas que a renda, dado que o orçamento das famílias pobres se concentra quase exclusivamente nas despesas de consumo, sendo marginais os gastos em ativos e os destinados ao pagamento de impostos. Já os gastos em consumo têm um grau de concentração semelhante ao da renda.

Os dados da tabela 6, onde constam os valores do índice de Gini da renda familiar *per capita* e dos coeficientes de concentração dos gastos familiares *per capita* do consumo e dos gastos culturais, mostram o quadro acima descrito, com o Gini da renda de 0,59 pouco superior ao coeficiente de concentração das despesas em consumo (0,58) e bem superior ao das despesas de consumo (0,47). No que diz respeito à concentração dos gastos com os agregados de bens e serviços culturais “construídos” verificam-se, *grosso modo*, três comportamentos. Há aqueles gastos cuja concentração é muito semelhante aos do conjunto dos bens culturais, quais sejam: audiovisual e outras saídas, com esse último agregado mostrando-se menos concentrado que as despesas culturais. Os dispêndios com a indústria fonográfica são bem menos concentrados que os gastos culturais em geral, sendo eles, inclusive, mais bem distribuídos que os gastos de consumo em geral”. E, por fim, há os

TABELA 6

**Brasil: valor mensal familiar *per capita* e coeficiente de concentração da renda, das despesas em consumo e dos gastos culturais – 2002-2003**

Variável	Valor mensal familiar <i>per capita</i> (R\$ de janeiro de 2003)	Coefficiente de concentração <sup>a</sup>	Participação (%) <sup>b</sup>
Renda	501,48	0,593	100
Despesas de consumo	405,38	0,468	81
Gastos em cultura	15,19	0,575	4
Audiovisuais	6,26	0,573	41
Espectáculos	1,02	0,631	7
Indústria fonográfica	2,21	0,398	15
Leitura	2,37	0,627	16
Informática	2,22	0,691	15
Outras saídas	1,10	0,550	7

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração dos autores.

<sup>a</sup> São coeficientes de concentração em relação à renda, ou seja, a população está ordenada pela renda familiar mensal *per capita*. Assim, no caso da renda, é o índice de Gini. Consideraram-se os rendimentos e os gastos monetários e não-monetários.

<sup>b</sup> As participações dos gastos em cultura são relacionadas às despesas de consumo e para os itens de cultura a base são as despesas totais em cultura.

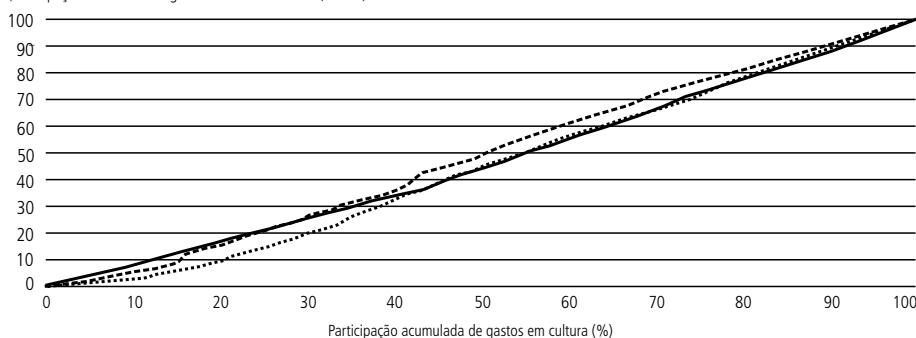
gastos mais concentrados que são em ordem crescente: os com leitura, com espetáculos e com microinformática.

Os gráficos 3 e 4 ilustram essa diferenciação entre os níveis de concentração, associando, no caso, a participação acumulada com o total dos gastos culturais com a participação acumulada dos gastos em cada um dos itens de cultura. Quanto mais abaixo da linha de 45°, mais concentrados são os gastos frente aos gastos culturais, ou seja, mais contribuem com a concentração das despesas de consumo. Por outro lado, quanto mais acima da referida linha, melhor a distribuição desse gasto.

Por exemplo, o que as famílias gastam em média com informática é similar ao que elas gastam com bens da indústria fonográfica. No entanto, o gasto com fonografia distribui-se por um número maior de famílias, enquanto o da

GRÁFICO 3  
**Curvas de concentração dos gastos em leitura, espetáculos e informática**

(Participação acumulada de gastos em itens de cultura, em %)

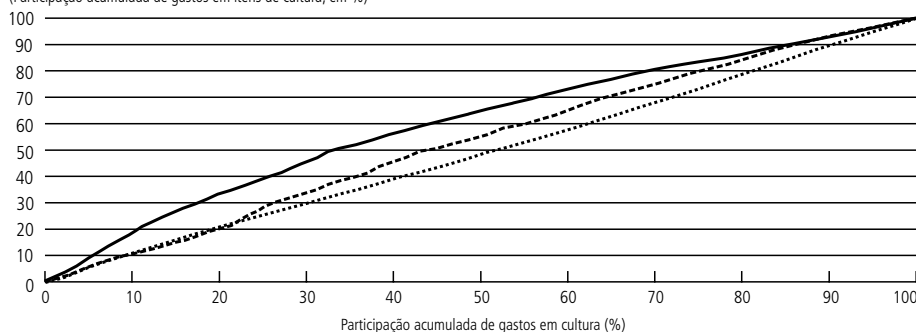


Fontes: IBGE/POF de 2002-2003, microdados. Elaboração Ipea/Disoc.

— Leitura    - - - Espetáculos ao vivo    ..... Informática

GRÁFICO 4  
**Curvas de concentração dos gastos em audiovisual, indústria fonográfica e outras saídas**

(Participação acumulada de gastos em itens de cultura, em %)



Fontes: IBGE/POF de 2002-2003.

— Indústria fonográfica    - - - Saídas - danceteria...    ..... Audiovisual

informática é mais restrito. O gráfico 3 mostra que leitura, espetáculos ao vivo e informática são bens de consumo cultural mais concentrados. Já os bens do gráfico 4 são menos concentrados (fonografia, audiovisual etc.). Ambos referem-se a diferentes e desiguais níveis de acesso aos bens culturais. Observa-se, portanto, que o consumo cultural é extremamente concentrado, cabendo às populações pobres algum papel no mercado de bens e serviços fonográficos e, em menor grau, no lazer cultural ligado a festas, danceterias e boates.

A tabela 7 confirma essa visualização e a descrição das desigualdades. As classes A/B despendem 47% dos montantes gastos com cultura, enquanto as classes D/E realizam 23%. No entanto, a primeira categoria representa apenas 13% dos domicílios e 12% da população, enquanto as classes D/E representam 62% dos domicílios e da população. O consumo médio para cada 100 domicílios do grupo A/B é de 372% sobre a média brasileira, enquanto o da classe D/E é de 37%. Relação similar ocorre entre o consumo por 100 pessoas. A participação dos gastos culturais nos gastos totais das famílias é de 3,5% para as classes A/B, 3,1% para a C e de 2,3% para as D/E. Essas medidas mostram que o comportamento do dispêndio cultural tem um forte condicionante na renda total das famílias e certa correlação com as desigualdades globais.

A tabela 8 apresenta o peso de cada item de consumo nos dispêndios culturais totais.

Destaque-se que a participação dos dispêndios das classes D/E é maior em audiovisual e nos itens que dizem respeito a equipamentos, mais do que naqueles que envolvem conteúdos. Ou seja, o consumo cultural aqui envolve a escolha de meios que ofertam conteúdos padronizados. São opções pelo meio e não por alternativas de conteúdos, ou intensidade de informações. Isso possivelmente diz algo sobre as dificuldades de acesso a produtos diferenciados e distintivos da própria indústria cultural. Na verdade, não há muita possibilidade de escolha entre alternativas de conteúdo. Os produtos da indústria cultural ainda são padronizados e as estratégias de segmentação de conteúdos, segundo públicos diferenciados, apenas valem para sistemas mais complexos ou para rendas mais elevadas, a exemplo da televisão a cabo.

No que diz respeito ao consumo de equipamentos pela classe A/B, verifica-se a importância dos gastos com microinformática. Nesse item, surgem os microcomputadores e, com dispêndio diferencial, a internet. Nessa categoria de renda, destacam-se os gastos proporcionais com cinema, TV a cabo, espetáculo e artes e os gastos com leitura.

TABELA 7  
**Dispêndio cultural por classe de renda**

Itens de despesa cultural	A/B	Total = 100%	C	Total = 100%	D/E	Total = 100%	Total
Consumo cultural (R\$)	14.951.833.514	47	9.793.961.720	31	7.207.567.833	23	31.953.363.068
Número de domicílios	6.109.555	13	12.525.117	26	29.899.966	62	48.534.638
Número de pessoas	21.886.942	12	44.555.039	25	109.403.982	62	175.845.964
Consumo cultural por 100 domicílios (R\$)	244.729	372	78.195	119	24.106	37	65.836
Consumo cultural por 100 pessoas (R\$)	68.314	376	21.982	121	6.588	36	18.171
Participação dos dispêndios culturais das famílias no total	3,5	115	3,1	102	2,3	77	3,0

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração dos autores.

TABELA 8

**Proporção de cada bem no total dos dispêndios culturais por classe de renda**

(Em %)

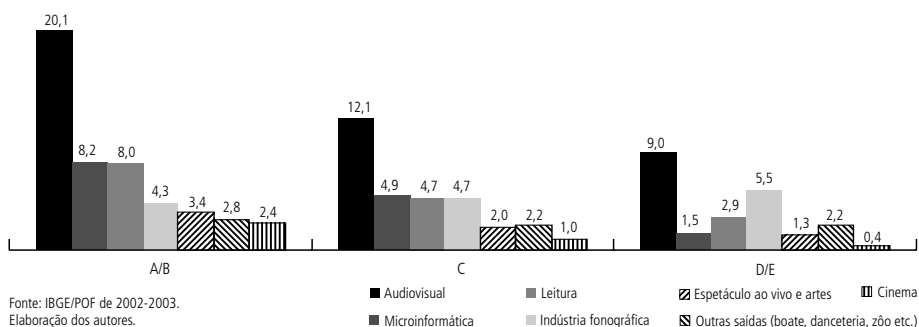
Itens de despesa cultural	A/B	C	D/E	Total
Cinema	5,2	3,4	1,7	3,8
Fotografia, aparelhos óticos e audiovisuais	6,1	6,1	5,5	6,0
Tv a cabo	11,4	4,3	1,0	6,9
Tv (equipamento)	7,5	13,8	26,5	13,7
Vídeo (conteúdo)	9,2	7,8	3,8	7,6
Vídeo (equipamento)	3,6	3,9	1,6	3,2
Audiovisual	43,0	39,4	40,1	41,2
Circo	0,0	0,1	0,1	0,1
Artes (teatro, dança, museus etc.)	4,5	4,1	3,9	4,3
Música (instrumentos, <i>shows</i> etc.)	2,8	2,2	1,8	2,4
Espetáculo ao vivo e artes	7,3	6,4	5,8	6,7
Cd, vinil, fita etc.	3,8	3,9	3,9	3,9
Equipamento de som	5,3	11,5	20,7	10,7
Indústria fonográfica	9,2	15,4	24,6	14,6
Didáticos	2,5	2,7	5,1	3,1
Livros	2,1	1,7	1,1	1,8
Periódicos (jornal, revistas etc.)	12,5	11,0	6,8	10,8
Leitura	17,1	15,4	13,0	15,6
Acessórios de micro	0,8	0,4	0,1	0,5
Internet	4,2	1,4	0,3	2,4
Microequipamento	2,8	4,3	3,0	3,3
Microcomputador	9,8	10,0	3,3	8,4
Microinformática	17,4	16,1	6,7	14,6
Outras saídas (boate, danceteria, zôo etc.)	5,9	7,3	10,0	7,3
Consumo cultural	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração dos autores.

O consumo de bens culturais mantém relações estreitas com as desigualdades sociais e culturais. Não ser dotado de capital econômico implica alta probabilidade de desapossamento do gosto e dos *habitus* de consumo de certos bens de cultura, ou seja, implica uma grande possibilidade de desapossamento cultural.

O gráfico 5 demonstra-o visualmente: as classes D/E desfrutaram em menor escala dos bens e serviços de mercado. Mais interessante, no entanto, é verificar a

GRÁFICO 5  
**Composição do consumo cultural por estrato de renda**  
 (Em %)



composição da cesta de bens consumidos pelos estratos de renda. Todas as classes valorizam muito os bens audiovisuais, a televisão em particular. As classes A/B e C consomem, em seguida, a microinformática, a leitura e os bens da indústria fonográfica. Nesse último caso, o consumo da classe C já é tão importante quanto o da leitura. Finalmente, as classes A/B se distinguem da C por priorizarem o consumo de espetáculo vivo e as artes.

As classes D/E desfrutam de outro padrão de consumo. Seu segundo maior gasto depois de audiovisual é com bens da fonografia, depois leitura, “outras saídas”, microinformática e, finalmente, espetáculo vivo, artes e cinema. Portanto, o consumo aqui é pouquíssimo direcionado aos bens das belas-artes e letras, com ligeira exceção aos conteúdos da mídia impressa a que têm acesso.

### 3.5 Outros determinantes do dispêndio cultural das famílias

#### 3.5.1 A distribuição dos equipamentos domiciliares

As estruturas do consumo cultural revelam as heterogeneidades sociais e territoriais. O consumo se relaciona com as identidades que se constroem nas interações com os espaços domésticos, com a ordenação dos equipamentos públicos e sua distribuição no espaço urbano. Essas clivagens são geradas na expansão das cidades – em geral desordenada, em especial nos países latino-americanos – e refletem o papel cada vez menor dos espaços de uso compartilhado. Mas essas diferenciações sociais também se relacionam com a estrutura dos mercados de trabalho e a estrutura de renda em processos produtivos cada vez mais internacionalizados.

O resultado disso tudo é o aumento das desigualdades e do isolamento das frações das classes sociais em espaços delimitados de consumo e lazer, inacessíveis ao contato e às interações densas. De qualquer maneira o consumo cultural no domicílio permite amplificar esse isolamento ao evitar os riscos da insegurança, violência, gastos adicionais de transporte, alimentação etc., advindos da necessidade de atravessar a cidade para desfrutar do consumo cultural. Como já se viu, grande parte das despesas culturais se dá com bens consumidos no interior do domicílio. Ademais, metade da classe C, 1/10 da classe D e apenas 1% da classe E possuem o recurso do automóvel para se deslocar pela cidade, o que significa muito desconforto, já que terão de usar os precários transportes coletivos para desfrutar de poucas horas de entretenimento. Dessa forma, ganha espaço o consumo cultural no domicílio. A tabela 9 permite ilustrar alguns desses elementos.

De toda sorte, as diferenças socioeconômicas representam possibilidades desigualmente distribuídas de aquisição ou não dos bens de consumo cultural, sejam equipamentos propriamente ou bens com conteúdos culturais. Há que se considerar que esses equipamentos têm múltiplas funções: ter um conjunto de som acoplado significa em geral que o domicílio terá gravador; ter um microcomputador significa acesso a música, rádio, imagens etc. Mesmo assim, o acesso aos equipamentos e, por derivação, aos conteúdos é desigual.

TABELA 9

**Equipamentos culturais de uso doméstico por classe de renda**  
(Em %)

Bens duráveis	A/B	C	D/E	Total
Televisão em cores	99,6	99,0	74,0	85,5
Televisão em preto-e-branco	5,6	4,9	11,0	8,4
Conjunto de som acoplado	86,0	72,7	40,5	58,1
Gravador e toca-fitas	14,9	9,7	14,6	13,6
Rádio de mesa	29,3	20,8	13,2	18,5
Rádio portátil	33,0	21,6	14,7	20,4
Microcomputador	60,8	17,2	1,4	18,3
Videocassete	87,4	60,6	6,7	37,1
Toca-discos a <i>laser</i>	14,0	6,2	2,8	6,1
DVD	19,4	3,2	0,1	5,1

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração dos autores.

Dos domicílios brasileiros 85,5% têm televisão em cores; mas nas classes de renda mais altas (A/B) essa presença é de 99,6%, enquanto nas classes D/E é de 74%. Surpreende saber que a televisão em preto-e-branco ainda está em 8,4% dos domicílios e em 11% dos domicílios da classe D/E. Os artefatos de recepção de som, de informações, mas sobretudo de música, também estão presentes de forma significativa nos domicílios (conjunto de som, 58,1%; gravador e toca-fitas, 13,6%; rádio de mesa e portátil, 18,5% e 20,4%, respectivamente), sendo que nos domicílios de menor renda esses equipamentos são mais raros.<sup>3</sup>

As diferenças são maiores para o microcomputador (presente em apenas 18,3% dos domicílios, em 60,8% dos mais ricos e em apenas 1,4% nas classes D/E); o videocassete, que está em 37% dos domicílios – em 87,4% dos mais ricos e apenas em 6,7% dos mais pobres; e, mais interessante, os toca-discos a *laser* e DVDs, que se encontram em apenas 6,1% e 5,1% dos domicílios e estão em pouquíssimos domicílios D/E. Assim, a distribuição desses três bens que, se universalizada – imagina-se – tornaria o acesso a conteúdos audiovisuais mais equânime, é um indicador de uma brutal desigualdade no acesso a informações e às tecnologias contemporâneas de circulação de mensagens e imagens.

As cifras mostram a grande universalidade da televisão como forma de acesso a informações e fonte de entretenimento. Os meios de comunicação fechados são pouco acessíveis, o que é ressaltado pelo baixíssimo acesso a internet, TV a cabo e microcomputador no Brasil. Os consumidores de música distribuem-se entre os que a acessam pelo rádio, os pouquíssimos possuidores de equipamentos domiciliares que permitem escolher as músicas preferidas, e aqueles que o fazem na “telinha”.

De qualquer maneira, essas informações, junto com referências sobre práticas e usos do tempo livre, revelam a configuração contemporânea dos hábitos culturais e mostram a importância da televisão na crônica dos costumes e dos gostos coletivos (ver RIBEIRO, 2003). O rádio teve grande papel na configuração dos modos de falar, no consumo, nas informações, na formação de imagens, e até nos modos de vestir. Assim, deu contribuição relevante do ponto de vista político e à união de ouvintes de regiões culturais diferentes. A televisão por seu turno deve ter hoje um papel inigualável na produção e reprodução do imaginário, dado que grande parte dos conteúdos audiovisuais passa em algum momento por ela.

Por outro lado, os sistemas restritos de informação (internet e microinformática) remodelam estilos de consumo e não se limitam aos impactos

3. De acordo com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), de 2002, 88% da população possuía, em 2002, rádio nos domicílios.



que realizam na órbita do trabalho. Essas tecnologias reformulam as práticas cotidianas e têm um raio de alcance maior do que aquele que atinge o usuário direto. Na verdade, esses sistemas, mesmo que ainda tenham usos limitados às classes de maior poder aquisitivo, reinformam hábitos, práticas e procedimentos variados de consumo. Basta dizer que essas tecnologias afetam a logística e o tempo do consumo (tornando-o mais ágil na maior parte dos casos) permitindo uma reestruturação global das práticas e não apenas dos grupos que o acessam diretamente.

### 3.5.2 Oferta institucional

O consumo cultural resulta da oferta institucional, organizada e acessível. O território urbano das regiões metropolitanas (RMs) se alastrou rápida e desorganizadamente, de forma a limitar as possibilidades de expansão dos equipamentos culturais de uso coletivo ou público. No entanto, os equipamentos privados avançaram em ritmos mais rápidos. Paradoxalmente, os equipamentos privados repercutem no consumo feito no espaço doméstico, pois oferecem bens que ali são consumidos, tais como fitas de vídeo, DVDs, CDs etc.

Como se depreende da tabela 10, as videolocadoras, lojas de discos e livrarias estão em 95%, 74,6% e 65,8% dos municípios das RMs, respectivamente. Cinco RMs têm municípios sem locadoras. Muitos são os municípios de RMs que não

TABELA 10

#### Equipamentos culturais presentes nos municípios de região metropolitana

(Em %)

Região metropolitana	Número de municípios	Vídeo-locadora	Loja de disco	Livraria	Teatro	Museus	Internet	Cinema
Belém	5	100,0	40,0	60,0	20,0	20,0	20,0	20,0
Belo Horizonte	15	100,0	86,7	80,0	60,0	40,0	66,7	40,0
São Paulo	39	100,0	87,2	71,8	66,7	38,5	66,7	30,8
Curitiba	26	92,3	57,7	50,0	30,8	30,8	30,8	3,8
Fortaleza	13	92,3	69,2	46,2	38,5	30,8	15,4	7,7
Goiânia	20	90,0	35,0	35,0	15,0	20,0	20,0	15,0
Porto Alegre	31	100,0	90,3	83,9	48,4	58,1	64,5	29,0
Recife	14	100,0	92,9	85,7	42,9	35,7	35,7	35,7
Rio de Janeiro	17	94,1	76,5	58,8	58,8	29,4	41,2	52,9
Salvador	13	84,6	76,9	76,9	53,8	15,4	15,4	15,4
Brasil metropolitano	193	95,9	74,6	65,8	46,6	35,2	44,0	25,4

Fonte: IBGE (2002).

têm lojas de discos e livrarias. Portanto, pode-se ver que a distribuição de equipamentos entre municípios é bastante desigual. O mesmo acontece com a distribuição dos equipamentos dentro dos municípios, como o demonstram muitos estudos. Isso explica, em parte, o diferencial de acesso a bens culturais entre classes sociais.

Entre os equipamentos culturais tradicionais, a distribuição é mais desigual. Os teatros estão presentes em maior quantidade nos municípios das RMs de São Paulo (66,7% dos municípios metropolitanos), Belo Horizonte (60%) e Rio de Janeiro (58,8%). Os museus estão muito mais presentes nos municípios da região de Porto Alegre (58,1%). Os cinemas têm presença pequena nos municípios metropolitanos (25% deles têm cinema).

Embora seja pequeno o universo de pessoas com acesso – 44% dos municípios metropolitanos e perto de 10% da população tinham acesso doméstico à internet em 2002 –, algumas regiões já têm cobertura maior. As regiões de Belo Horizonte, São Paulo e Porto Alegre têm um número maior de municípios com esse serviço. De fato, a região Sudeste tem a maior cobertura de população com internet no domicílio, aproximadamente 14% ou 10 milhões de pessoas (Pnad de 2002).

Como se vê (tabela 10), nas regiões de maior densidade populacional, maior presença de serviços urbanos e maior renda, é grande a heterogeneidade de situações, em especial no que se refere à cobertura e à presença de equipamentos culturais. Mesmo assim, aí são maiores as possibilidades de acesso a bens culturais. Para reverter essa situação é indispensável que o poder público, em seus diversos níveis de ação, assuma a responsabilidade na provisão de acesso a esses diversos bens de forma a distribuir e a ampliar o número de equipamentos e facilitar o acesso a toda a população.

A presença de equipamentos nos municípios aumentou entre 1999 e 2001. Disso se depreende o dinamismo do setor audiovisual, do comércio musical e de livros, e os avanços da internet que, menores em termos de cobertura, ainda assim apresentam grande potencial de expansão. A tabela 11 apresenta os dispêndios de alguns bens culturais selecionados e consumidos nas RMs.

Os dispêndios com cinema concentram-se no Brasil metropolitano (65% dos dispêndios são aí realizados). Para espetáculos e artes, os gastos são de 52,7% do total, vídeo, 44,5%, e CDs e outros suportes de música, 55,4%. Portanto os mercados culturais estão em grande parte concentrados nessas regiões, devido às condições demográficas, de renda e de mercado de trabalho, mas também à presença de equipamentos.

TABELA 11  
**Dispêndios culturais selecionados realizados nas regiões metropolitanas e no Brasil**

RM/Brasil	Cinema	%	Espectáculo ao vivo e artes	%	Livro	%	CD, vinil, fita etc.	%	TV a cabo	%
Belém	7.859	0,6	12.840	0,6	5.711	1,0	14.486	1,2	8.673	0,4
Fortaleza	19.255	1,6	18.271	0,9	18.580	3,3	34.373	2,8	39.561	1,8
Recife	30.335	2,5	32.843	1,5	8.823	1,6	42.627	3,4	14.668	0,7
Salvador	38.509	3,1	51.413	2,4	10.969	2,0	67.882	5,5	71.836	3,3
Belo Horizonte	45.170	3,7	102.275	4,8	18.474	3,3	68.579	5,6	117.811	5,4
Rio de Janeiro	203.427	16,6	253.631	11,8	55.966	10,0	108.241	8,8	472.849	21,5
São Paulo	325.695	26,5	496.590	23,2	124.026	22,1	242.848	19,7	463.336	21,1
Curitiba	36.440	3,0	66.390	3,1	14.897	2,7	28.156	2,3	58.394	2,7
Porto Alegre	50.915	4,1	69.477	3,2	17.082	3,1	53.469	4,3	82.308	3,7
Goiânia	22.910	1,9	10.353	0,5	5.157	0,9	7.074	0,6	10.025	0,5
Brasília	16.843	1,4	15.614	0,7	6.916	1,2	16.322	1,3	15.448	0,7
Brasil metropolitano	797.358	65,0	1.129.697	52,7	286.600	51,2	684.056	55,4	1.354.909	61,6
Brasil total	1.227.048	100,0	2.143.077	100,0	559.937	100,0	1.235.588	100,0	2.199.819	100,0

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração dos autores.

Há também diferenças internas às regiões: São Paulo e Rio representam mais de 40% do mercado (gastos das famílias) de cinema, mas apenas em torno de 30% do mercado de espetáculos e artes, e dos dispêndios com livros não-didáticos. Pouco mais de 20% dos dispêndios familiares com conteúdos de vídeo estão aí concentrados, o mesmo valendo para conteúdos da indústria musical.

Assim, o consumo cultural não é intenso nem igualmente distribuído entre classes sociais, e também é concentrado para alguns bens, mas dinâmico em praticamente todas as regiões. Importa dizer – embora pesquisas adicionais devam confirmá-lo – que a produção de conteúdos da indústria fonográfica e audiovisual tem certa disseminação no espaço territorial e isso se relaciona com o padrão de consumo doméstico, o preço dos produtos, a disseminação de equipamentos de distribuição e o nível de escolaridade exigido para o consumo desses produtos.

Outro ponto a se enfatizar é que o universo dos municípios das RMs representa menos de 10% dos municípios brasileiros e que, para alguns bens, representa mais de 2/3 dos dispêndios das famílias. Essa situação demanda políticas de formação

de público, mas também de incentivo à disseminação de equipamentos e outras formas de acesso aos produtos culturais nas demais regiões. Não se quer dizer que as RMs chegaram a um ponto ótimo, ao contrário. Essas regiões têm problemas e desigualdades imensas. Mas é possível o estabelecimento de políticas globais de socialização, estímulo a práticas, organização de espaços públicos de lazer e produção cultural.

Mesmo nessa situação é preciso considerar que embora museus, cinemas, livrarias e teatros concentrem-se em geral nas capitais ou próximos delas, a disseminação de canais de televisão e videolocadoras pelo país, e com grade de conteúdos padronizada, muda radicalmente as possibilidades de consumo cultural. Essa “democratização” permite a todos os receptores dos 5.560.400 municípios brasileiros, grandes ou pequenos, acessar repertórios homogêneos de informações e imagens. Dessa forma há que se reconhecer a universalização do consumo da mídia eletrônica.

Mais interessante é que essa universalização se dá, ironicamente, em relação a conteúdos de gosto e informação em geral duvidosos, e a narrativas limitadas e sem profundidade analítica. A mídia mais “democrática” apresenta então a menor diversificação de estilos e conteúdos e essas são acessíveis àqueles de menor renda, enquanto as classes A/B e parte da C podem diversificar suas fontes de informações.

### 3.5.3 Consumo cultural e concentração espacial

A cultura e o mercado de bens culturais se desenvolvem em relação com os territórios e com a expansão das cidades. Esses espaços múltiplos e fragmentados conformam as ofertas de bens através de inúmeros equipamentos de comercialização e distribuição. Nesses espaços formam-se e distribuem-se objetos, significados e desenrolam-se rituais de sociabilidade. Basta um passeio pelas extensas RMs brasileiras para constatar diferenças ou traços que as aproximam. Em geral imagina-se que nesses espaços estão contidos os maiores contingentes de consumidores de bens culturais. Também se imagina que as heterogeneidades aparentes podem ser reduzidas a denominadores comuns. Esses fatos são relativos.

Em realidade, o Brasil metropolitano é responsável por fatia considerável do consumo cultural das famílias (41,2%), mas a contribuição de cada uma das RMs é diversa em cada grande região. O consumo cultural em outras regiões também é importante.

O Sudeste como grande região é responsável por 58,9% do consumo cultural das famílias, vindo em seguida o Sul (16,2%) e o Nordeste (14,6%). No entanto, o sudeste metropolitano é responsável por 71% dos gastos culturais das famílias metropolitanas.

O sudeste metropolitano representa quase a metade do consumo cultural (49,6%) da mesma região, enquanto essa participação é de 31,4% no sul, 33,7% no nordeste e assim por diante. Da mesma forma, o sudeste metropolitano representa 29,2% do gasto cultural das famílias brasileiras. Essas informações estão sintetizadas na tabela 12.

Essas diferenças apresentam, de forma indireta, as heterogeneidades do consumo e dos padrões de organização sociocultural entre as regiões. Isso decorre do fato de o consumo vir acompanhado de institucionalidades específicas no que se refere à disponibilidade de equipamentos e formas de uso do espaço urbano e do tempo de lazer.

A tabela 13 apresenta a grande concentração dos montantes do consumo cultural das famílias metropolitanas no Rio de Janeiro (24,7%) e em São Paulo (38,1%). Juntas, essas regiões representam mais de 50% do consumo.

No entanto, se se observa a participação da cultura nos dispêndios gerais das famílias, nota-se uma variação muito pequena entre as RMs: a menor é Goiânia – 2,3% dos gastos culturais em relação ao total geral –, e as maiores, com 3,2%, são Rio de Janeiro e Brasília.

Já os gastos por domicílio e *per capita* apresentam informações interessantes: os gastos por domicílio são maiores do que a média-Brasil no Rio de Janeiro, em São Paulo e em Florianópolis, mas em Brasília são três vezes o gasto cultural do domicílio (GCD) do Brasil metropolitano. O gasto cultural por pessoa (GCPP), por sua vez, acrescenta Porto Alegre à lista de maiores consumidores de bens culturais, mas revela Brasília com quatro vezes o gasto *per capita* do Brasil metropolitano. É uma situação de muita desigualdade.

TABELA 12

**Grande região e região metropolitana: dispêndios culturais**

(Em %)

Grande região	Consumo cultural	Região metropolitana	Consumo cultural	Participação metropolitana na região	Participação metropolitana no Brasil
Norte	4,1	Norte metropolitano	1,8	18,3	0,8
Nordeste	14,6	Nordeste metropolitano	12,0	33,7	4,9
Sudeste	58,9	Sudeste metropolitano	71,0	49,6	29,2
Sul	16,2	Sul metropolitano	12,3	31,4	5,1
Centro-Oeste	6,2	Centro-Oeste metropolitano	2,8	18,8	1,2
Brasil	100,0	Brasil metropolitano	100,0	41,2	41,2

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração dos autores.

TABELA 13

**Regiões metropolitanas: dispêndio cultural, participação por domicílio, por pessoas e na renda**

(Em %)

RM	GCRM (%)	% do total	GC domiciliar	%	GCPP	%	GCR	%
Belém	1,8	2,7	544,8	62,7	130,0	51,6	2,8	97,6
Fortaleza	3,3	2,5	564,9	65,0	142,2	56,5	2,7	94,0
Recife	3,8	2,6	536,2	61,7	149,4	59,4	2,9	99,9
Salvador	4,9	3,0	773,6	89,0	207,0	82,3	3,1	108,6
Belo Horizonte	8,2	3,0	854,3	98,3	241,4	95,9	2,8	96,3
Rio de Janeiro	24,7	3,2	943,4	108,5	293,4	116,6	3,1	107,3
São Paulo	38,1	2,9	978,5	112,5	282,6	112,3	2,9	100,1
Curitiba	5,1	2,6	877,0	100,9	253,7	100,8	2,7	92,1
Porto Alegre	7,2	2,7	822,8	94,6	257,9	102,5	2,7	92,7
Goiânia	1,5	2,3	574,5	66,1	173,1	68,8	2,2	77,2
Brasília	1,4	3,2	2.646,3	304,4	994,6	395,2	2,7	94,9
Brasil metropolitano	100,0	2,9	869,4	100,0	251,7	100,0	2,9	100,0

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração dos autores.

**4 IMPORTÂNCIA DA CULTURA NOS DISPÊNDIOS FAMILIARES**

É comum na tradição das análises econômicas a divisão dos bens em uma hierarquia de necessidades. Em geral, essa classificação obedece a alguma teoria sobre a imprescindibilidade de certos bens para a manutenção da vida humana. Dessa forma, alimentos e vestuários estão colocados no alto da hierarquia, independentemente do que signifiquem socialmente e nos complicados rituais de consumo. Obviamente uma contra-argumentação a isso pode ser acusada de relativismo e pouca praticidade. Aceitam-se neste trabalho essas críticas com a maior naturalidade. O item que segue apenas acentuará algo que já foi observado em diversas sociedades: o consumo está imerso em dimensões sociais e simbólicas.

Informar-se e aos outros é condição central na vida das sociedades. Usar produtos para estabelecer vínculos é outra necessidade de importância tão central como o alimento e o abrigo do corpo. Dessa forma os dispêndios culturais podem ser entendidos no quadro das configurações sociais específicas: extrema desigualdade de renda, desigualdades de escolarização e de acesso a equipamentos públicos

que ofertem bens culturais. Também se convive com uma produção simbólica que circula em aura de raridade, não pela sua raridade e genialidade intrínseca, mas em razão da falta de apoios institucionais consistentes. Nesse cenário, o bem cultural distante e produzido por especialista ganha um encanto que permite tanto sua sacralização quanto seu desprezo, dada a dificuldade para entendê-lo.

No entanto, é interessante notar a expressão da participação dos dispêndios culturais no orçamento das famílias. Nas grandes regiões divididas por décimos de renda, a proporção é de 3,0% para o Brasil (tabelas 14 e 15). A maior proporção está no nono décimo, com 3,4%, e a menor, 2,2%, no terceiro decil. Entre os decis das grandes regiões, a proporção apenas é menor no primeiro decil da região Nordeste com 2%. Nas regiões, a menor proporção dos dispêndios culturais é a do Centro-Oeste, com 2,6%.

Se se tomam as RMs, a proporção é um pouco maior. Para o Brasil metropolitano, a proporção da cultura nos gastos das famílias é de 3,4%. A menor proporção está no segundo decil, 2,2%. A menor proporção está na RM de Belém, no quinto decil, com 1,3%. No total das RMs, a menor participação é de Goiânia, com 2,7%.

Portanto, a participação de cada decil no consumo cultural total não varia muito, o que indica que todas as famílias consomem cultura e dispensam recursos

TABELA 14

**Proporção dos dispêndios culturais no total das grandes regiões e no Brasil**  
(Em %)

Decis de renda	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
1	2,5	2,0	2,7	2,6	2,1	2,5
2	2,1	2,1	2,5	2,2	2,6	2,4
3	2,3	2,2	2,2	2,3	2,6	2,2
4	2,4	2,4	2,3	2,6	2,5	2,4
5	2,4	2,3	2,7	2,1	2,7	2,5
6	2,7	2,4	3,1	2,5	2,4	2,8
7	2,9	2,5	2,9	2,8	2,6	2,8
8	2,7	2,5	3,7	2,9	2,7	3,3
9	2,5	2,9	3,8	3,0	2,8	3,4
10	2,9	3,1	3,3	3,0	2,5	3,1
Brasil	2,7	2,8	3,2	2,8	2,6	3,0

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração dos autores.

TABELA 15  
**Proporção dos dispêndios culturais no total das regiões metropolitanas**  
 (Em %)

Decis de renda	Belém	Fortaleza	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Rio de Janeiro	São Paulo	Curitiba	Porto Alegre	Goiânia	Brasília	Brasil metropolitano
1	1,9	3,1	1,9	3,4	1,9	1,6	3,2	3,2	3,6	2,5	6,2	2,7
2	3,4	2,4	2,4	2,5	2,5	2,1	1,8	3,4	2,0	2,6	2,3	2,2
3	2,9	2,1	2,4	2,8	2,5	2,5	3,0	3,5	3,7	2,4	6,3	2,9
4	1,9	2,6	3,5	2,7	3,5	2,7	3,1	2,5	2,0	2,5	3,3	2,9
5	1,3	2,7	3,1	2,8	2,9	2,2	3,2	3,5	2,9	3,3	3,3	2,9
6	3,0	2,9	2,6	2,9	3,0	3,6	2,2	2,6	3,5	2,0	4,6	2,8
7	2,4	3,0	3,2	2,8	4,4	3,1	4,1	2,8	3,8	2,5	5,5	3,6
8	2,7	2,7	3,1	3,1	3,4	4,7	4,1	2,8	3,5	2,5	2,9	3,8
9	3,3	3,1	3,4	4,1	4,0	4,2	3,7	3,7	3,7	3,0	4,0	3,8
10	3,6	3,1	2,8	3,8	3,5	3,7	3,7	2,7	3,0	2,9	2,6	3,5
Brasil metropolitano	3,0	3,0	2,9	3,4	3,5	3,6	3,5	3,0	3,2	2,7	3,6	3,4

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração dos autores.



significativos do seu orçamento doméstico para tal. A idéia de que a cultura é supérflua não é real diante das prioridades e da alocação efetiva de recursos das famílias. Ao contrário, esse consumo é valorizado por todas as faixas de renda em todas as regiões. Fatores externos – como renda, acessibilidade, escolaridade etc. – compõem e limitam o exercício das preferências alocativas, mas nada dizem sobre o uso do tempo livre, a imprescindibilidade das informações e a necessidade de organizá-las também na ordem dos consumos culturais e das interações sociais.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho demonstrou a grande heterogeneidade do comportamento de consumo cultural no Brasil. Essa heterogeneidade deve ser considerada na elaboração das políticas culturais. Os consumidores valorizam a cultura como peça de mecanismos que organizam informações e interações sociais. A POF mostra padrões de acesso à leitura e às artes tradicionais, de uso do tempo livre e de estratégias de lazer. Também mostra que a televisão é a rainha dos consumos de lazer, com presença quase universal na casa. O consumo de jornal e periódicos também é grande, mas está longe de ser universal. Os dispêndios das famílias com cinema, teatro ou espetáculos são infinitamente maiores do que o fomento público a essas atividades.

No entanto, as formas de organização dos espaços de consumo acentuam as distâncias sociais e o isolamento das famílias no domicílio. Os espaços públicos são escassos e pouco acessíveis. Ademais a dinâmica da vida urbana, com espaços e deslocamentos confusos, desorganizados e caros impedem ou não incentivam o uso intensivo dos espaços urbanos para o entretenimento, lazer e práticas culturais. Nesse sentido, as políticas culturais implicam ações organizadas no espaço urbano, portanto, exigem ações intersetoriais.

Também fica claro que a renda afeta o consumo e o acesso a bens culturais. Nas grandes regiões e RMs, quase 50% do montante dos gastos culturais é feito pelos dois decis mais ricos em termos de renda. No entanto, a proporção dos gastos das famílias gira em torno de 3%, com ligeiras oscilações para mais ou para menos. É um lugar comum – que não custa entoar como mantra: é importante aos formuladores culturais a defesa de políticas de inclusão e aumento de renda. As formas em que estão organizados os cotidianos das cidades e a estrutura do tempo disponível para o lazer tornam imprescindível que se faça o fomento à produção artística, mas parece necessário que essas ações sejam acompanhadas de intervenções sistemáticas nas condições do consumo (transporte, logística para consumos associados ao lazer e à cultura, segurança, localização de equipamentos etc.) e nas condições dos públicos (educação, renda, acesso a outros serviços públicos etc.).

Em uma caracterização socioeconômica, vimos que as famílias cuja pessoa de referência é negra ou mulher consomem muito menos bens culturais, num claro reflexo das interações e desigualdades fundadas no gênero e na etnia (cor/raça). Nesse campo, estudos qualitativos deveriam aprofundar os padrões de interação e de comportamento social desse tipo de família, impedidas de usufruir de um direito contemporaneamente essencial: o direito à cultura e ao pleno desenvolvimento de capacidades e expressões que ele faculta aos diferentes grupos.

Mais duas tabelas (16 e 17) merecem dois ou três dedos de prosa para finalizar essas observações.

TABELA 16  
**Frequência de práticas culturais**  
(Em %)

Frequência	Práticas culturais		
	Classe A/B	Classe C	Classe D/E
Sempre assiste à tv	85	88	75
Sempre ouve rádio	81	83	74
Sempre vai a <i>shows</i>	14	14	8
Sempre aluga filmes	36	27	5
Nunca vai ao cinema	31	61	83
Nunca vai ao teatro	56	81	92
Nunca lê ou consulta livros	41	60	73
Nunca lê ou consulta revistas e jornais	49	62	75

Fonte: Ribeiro (2003). Elaboração dos autores.

TABELA 17  
**Dispêndios culturais por domicílio: itens selecionados**  
(Em %)

	A/B	C	D/E	Total
TV a cabo	279	34	2	45
<i>Shows</i>	5	2	1	2
Música	94	31	9	25
Aluguel de filmes	226	61	9	50
Cinema	127	26	4	25
Teatro	99	31	9	26
Livro	51	14	3	12
Leitura de jornais e revistas	307	86	16	71
Internet	102	11	1	16

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração dos autores.

Da tabela 16 se depreende que as práticas domiciliares estão entre aquelas de maior frequência. Também aqui a intensidade de prática relaciona-se com a classe de renda. As classes A/B têm uma altíssima frequência de consumo de TV e rádio (85% e 81% sempre assistem à TV ou ouvem rádio). Um percentual menor de frequência é encontrado nas classes D/E, mas ainda assim é uma prática de alta frequência. Já alugar filmes em locadoras é algo raro para as classes D/E e apenas 36% das classes A/B o fazem. As práticas fora do domicílio são raras nas classes D/E (83% nunca vão ao cinema, 92% nunca vão ao teatro e apenas 8% sempre vão a *shows*). Os percentuais nas classes A/B e C dos que nunca vão ao cinema, teatro ou *shows* são significativos. O percentual dos que nunca lêem livros, jornais ou revistas também é significativo, mas um pouco maior nas classes D/E.

Os dispêndios culturais estão relacionados com a frequência do consumo e, com exceção de produtos “piratas”, as variações de preços ou serviços são mínimas (tabela 17). Os gastos com aluguel de filmes seguem a frequência de idas à locadora, o mesmo valendo para os demais bens, ida a *shows*, cinema, teatro e compra de livros. Como se vê, em uma economia onde a cultura é constituída basicamente segundo a lógica dos mercados, os dispêndios culturais se constituem em uma aproximação razoável da frequência das práticas. Nesse caso, seria importante descobrir se a oferta de recursos de fomento do setor público ao desenvolvimento das artes tem algum impacto nas preferências de consumo das classes D/E ou se constitui uma espécie de subsídio ao consumo das camadas altas e médias de renda.

O desenvolvimento cultural tem seguido a direção da crescente privatização dos espaços de produção, fruição e consumo, da ampliação dos espaços de mercado e da relevância crescente da cultura transmitida por meios eletrônicos. É importante assinalar a participação dos equipamentos domésticos como televisão, rádio, vídeos etc., na cesta de consumo e nas práticas culturais e de lazer das famílias, e a ausência de políticas públicas direcionadas à melhoria da qualidade e à democratização dos meios de comunicação.

Outro ponto que se pode assinalar são as distâncias sociais que os consumos culturais expressam, sobretudo quando vistos pelos estratos de renda. Essas distâncias marcam forte fragmentação, com pouca interação entre os indivíduos das diversas classes sociais. Essa fragmentação também é indiciada pelos consumos cada vez mais privados, realizados em pequenos grupos ou domicílios de famílias pequenas, e é agravada pelos desenvolvimentos urbanos. Sem expansão planejada dos serviços e equipamentos – em geral mal distribuídos geograficamente –, distâncias sociais, econômicas e educacionais são agravadas. Soma-se a essas causas a exclusão pelas distâncias inerentes à organização do espaço e dos transportes, e

também pela insegurança da vida urbana. Outro elemento a transformar padrões de relacionamento e isolamento (nesse caso, relativo) é a atração dos meios de comunicação que chegam ao domicílio e que passam a ocupar boa parte do tempo livre, transformando hábitos e sociabilidades.

Esse conjunto de elementos contribui para agravar desigualdades e acentuar distâncias, em especial entre aqueles que se valem da oferta tecnológica gratuita (rádio e canais abertos) e os outros, que se utilizam das TVs a cabo, antenas parabólicas e outros sistemas seletivos de informação (computador, internet e correio eletrônico). É muito clara a diferença do nível e qualidade da informação desfrutada pelas classes sociais.

A dinâmica cultural exacerba desigualdades e distâncias sociais. É evidente a necessidade de políticas culturais que distribuam bens e contribuam com a diminuição de distâncias e desigualdades nos mapas sociais de reconhecimento mútuo entre segmentos, grupos e classes. Em razão da inefetividade diante de problema de tamanha dimensão – a carência de equipamentos é sempre maior quando eles dizem respeito à atuação pública –, é indispensável repensar a cultura e o consumo cultural à luz da noção de cidadania, cristalizando uma agenda que faça da intervenção cultural pública fator decisivo da reconstrução de espaços de fruição e produção acessíveis de forma universal.

### REFERÊNCIAS

- BOTELHO, I. Os equipamentos culturais na cidade de São Paulo: um desafio para a gestão pública. *Espaço e Debates* – Revista de estudos regionais e urbanos, v. 23, n. 43-44, jan./dez. 2003.
- CANCLINI, N. México: a globalização cultural numa cidade que se desintegra. *Consumidores e cidadãos – conflitos multiculturais da globalização*. Rio de Janeiro: Ed. UFRJ, 1995.
- CASTRO, P. F.; MAGALHÃES, L. C. G. de. *Recebimento e dispêndio das famílias brasileiras: evidências recentes da pesquisa de orçamentos familiares (POF) – 1995/1996*. Brasília: Ipea, dez. 1998 (Texto para discussão, n. 614, reproduzido no volume 1 deste livro).
- DOUGLAS, M.; ISHERWOOD, B. *O mundo dos bens* – para uma antropologia do consumo. Rio de Janeiro: Ed. UFRJ, 2004.
- IBGE. *Pesquisa de Informações Básicas Municipais*. Rio de Janeiro: IBGE, 2002.
- \_\_\_\_\_. *Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003* – primeiros resultados. 2ª ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.
- REIS, C. O. O.; SILVEIRA, F. G.; ANDREAZZI, M. F. S. *Avaliação dos gastos das famílias com assistência médica no Brasil: o caso dos planos de saúde*. Brasília: Ipea, dez. 2002 (Texto para discussão, n. 921, reproduzido no volume 1 deste livro).
- RIBEIRO, V. M. (Org.). *Letramento no Brasil*. São Paulo: Ação Educativa; Global; Instituto Paulo Montenegro, 2003.

ROCHE, D. *História das coisas banais – nascimento do consumo séc. XVII-XIX*. Rio de Janeiro: Rocco, 2000.

SILVEIRA, F. G.; BERTASSO, B.; MAGALHÃES, L. C. G. de. *Tipologia socioeconômica das famílias das grandes regiões urbanas brasileiras e seu perfil de gastos*. Brasília: Ipea, out. 2003 (Texto para discussão, n. 983, reproduzido no volume 1 deste livro).



## GASTO DAS FAMÍLIAS COM SAÚDE NO BRASIL: EVOLUÇÃO E DEBATE SOBRE GASTO CATASTRÓFICO

Bernardo P. Campolina Diniz  
Luciana Mendes Santos Servo  
Sérgio Francisco Piola  
Marcos Eirado

### 1 INTRODUÇÃO

Estudos sobre gastos e financiamento da saúde já são uma tradição na área de economia da saúde no Brasil. Nesse conjunto, há aqueles cujo objetivo é conhecer o perfil de gastos das famílias com saúde (ver, entre outros, SILVEIRA *et al.*, 2001; MÉDICI, 2003; OCKÉ-REIS; SILVEIRA; ANDREAZZI, 2003; ANDRADE; LISBOA, 2006; MENEZES *et al.*, 2006). Entre esses, Silveira, Osório e Piola (2002) apresentaram estimativas para os gastos totais das famílias em saúde em torno de R\$ 36,8 bilhões em 1996. Esses valores foram superiores ao gasto total de R\$ 14,4 bilhões do Ministério da Saúde naquele ano.<sup>1</sup> Esses trabalhos mostram, também, que as famílias dos estratos inferiores de renda – quer analisados por décimos, quer por faixas de salários mínimos (SMs) gastam essencialmente com medicamentos, mas, à medida que cresce a renda *per capita*, maiores se tornam os gastos das famílias com planos de saúde.

Além disso, nas análises comparativas, alguns autores, como Médici (2003) e Ocké-Reis, Silveira e Andreazzi (2003) observam um aumento da participação

---

1. Dados de empenho liquidado, extraídos do estudo da Câmara dos Deputados (2001). Em 1997, com a aplicação de recursos da Contribuição Provisória sobre Movimentação ou Transmissão de Valores e de Créditos e Direitos de Natureza Financeira (CPMF) esse montante passou, em valores correntes, para R\$ 18 bilhões. Esses números são para dar uma dimensão do gasto das famílias, mas não significam que o gasto privado (empresas e famílias) em saúde no Brasil seja maior que o gasto público, pois teriam de ser somados a esse montante os gastos dos estados e municípios, além de contabilizados os gastos com saúde de outras unidades governamentais e do Ministério da Saúde (por exemplo, Educação, Forças Armadas), o gasto público com saúde dos servidores públicos, além das renúncias e isenções fiscais, entre outros. Está em andamento no Brasil um trabalho que visa elaborar a Conta Satélite de Saúde a qual permitiria ter valores mais confiáveis para a participação pública e privada na saúde (Portaria Interministerial, 437, de 1º de março de 2006).

do gasto com saúde no gasto total das famílias metropolitanas entre o final da década de 1980 e meados da de 1990, utilizando dados das Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) de 1987-1988 e de 1995-1996. Além disso, esse aumento teria sido diferenciado entre os estratos de renda, tendo sido maior para os estratos de mais baixa renda. Esse resultado levou autores como Médici (2003) a questionar o papel redistributivo do sistema público e universal brasileiro – o Sistema Único de Saúde (SUS), criado em 1988 e cuja implementação teve início no começo dos anos 1990.

Esses trabalhos realizados no Brasil têm como foco a análise do perfil do gasto das famílias e a questão distributiva a ele relacionada. Até o momento, um dos poucos estudos que avançaram na análise da questão distributiva da totalidade do gasto com saúde e do financiamento (público e privado) no Brasil é aquele realizado por Ugá e Santos (2006). A preocupação central deste trabalho é a discussão sobre quão progressivo é o financiamento da saúde no Brasil, numa discussão sobre justiça distributiva.

Além da discussão distributiva, há uma preocupação com o desembolso direto – *out-of-pocket* (OOP). Essa preocupação se relaciona ao fato de que, em um sistema de saúde fortemente baseado nesse modelo, as famílias podem se sujeitar ao risco não previsto de ter de realizar elevados gastos para cuidar da saúde de seus membros. Um gasto não previsto com serviços de saúde pode absorver parte significativa do orçamento de uma família, levando-a a abrir mão de consumir outros serviços, vender ativos ou mesmo se endividar. Para algumas famílias, esse evento não previsto pode inclusive implicar o risco de torná-las pobres ou mesmo de uma família pobre se tornar indigente. Ou seja, um gasto catastrófico para essas famílias.

Apesar de haver grande quantidade de trabalhos que analisam os gastos das famílias com saúde, poucos procuraram discutir quão catastróficos são esses gastos no Brasil. A análise dos dados para o Brasil aparece como parte de uma análise envolvendo vários países no estudo de Xu *et al.* (2003). Esse estudo, apesar de não ser o primeiro a discutir gastos catastróficos, tornou-se um dos mais conhecidos por sua publicação no *Lancet* e pela colaboração de autores que estiveram envolvidos em trabalhos da Organização Mundial de Saúde (OMS) sobre o desempenho dos sistemas de saúde.<sup>2</sup> O trabalho analisa os gastos catastróficos em 59 países. Esses autores estimaram que 10,3% das famílias brasileiras estariam incorrendo em gasto catastrófico, contra, por exemplo, 5,8% das famílias argentinas ou 1,5% das famílias mexicanas. De todos os países analisados, apenas o Vietnã teria um percentual ligeiramente superior ao brasileiro (10,5%). Os países europeus desenvolvidos

2. O estudo publicado no *Lancet* foi financiado pelo National Institute on Aging, mas pelo menos dois de seus co-autores, Christopher Murray e Kei Kawabata, estiveram diretamente envolvidos nos trabalhos de elaboração do World Health Report 2000.



apresentaram percentuais bem abaixo de 1%. Assim, entre os países latino-americanos citados, o Brasil é apresentado como aquele com maior proporção de famílias com gasto catastrófico em saúde (10,3%), isto é, os gastos diretos do bolso com saúde são superiores a 40% da capacidade de pagamento dessas famílias.<sup>3</sup>

Recentemente, Bos e Waters (2006) avançaram na análise ao estimar o impacto do sistema público e dos planos e seguros de saúde sobre os gastos catastróficos em saúde no Brasil. Eles estimam em 3,7% os domicílios com mais de 40% da renda comprometida com gastos totais em saúde. Observa-se, portanto, uma divergência entre essa estimativa e aquela apresentada por Xu *et al.* (2003).

Esses resultados chamaram a atenção dos autores do presente trabalho. Considerou-se a possibilidade de dar sua contribuição ao debate realizando uma análise da distribuição dos gastos das famílias, bem como uma discussão metodológica sobre a questão dos gastos catastróficos. Assim, na primeira parte deste trabalho faz-se uma análise das informações das três últimas POFs do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), as de 1987-1988, de 1995-1996 e de 2002-2003. A pergunta básica a responder é: houve mudanças significativas no gasto das famílias com saúde ao longo desses anos e, particularmente, no perfil distributivo desses gastos? Como a implementação do SUS significou um avanço considerável no segundo semestre da década de 1990, já seria possível sentir os efeitos disso sobre o gasto das famílias?

À discussão sobre a evolução dos gastos das famílias segue-se uma análise do gasto catastrófico com saúde, constituindo essa análise a segunda parte do trabalho. Nela se descreve principalmente a metodologia proposta por Xu *et al.* (2003), buscando mostrar as diferenças em relação a outros trabalhos sobre gastos catastróficos. Intenta-se fazer uma análise do gasto catastrófico a partir dos microdados das POFs. Por último, são apresentadas as considerações finais.

## 2 OS GASTOS DAS FAMÍLIAS COM SAÚDE: UMA ANÁLISE A PARTIR DAS TRÊS POFs

### 2.1 Compatibilizando as três POFs<sup>4</sup>

Para analisar os gastos das famílias com saúde, é preciso realizar algumas compatibilizações entre as POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. O primeiro ajuste diz respeito à abrangência das pesquisas. As duas primeiras POFs

3. Na segunda parte do texto será apresentada a metodologia utilizada por Xu *et al.* (2003), mostrando o que esses autores definiram como capacidade de pagamento.

4. Esta subseção baseou-se nos relatórios apresentados como produtos por Bernardo Campolina ao Redelpea, no contrato Pnud 2004/002529 em 2005.

abrangeram os domicílios particulares permanentes, localizados no perímetro urbano de nove regiões metropolitanas (RMs): Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre, Distrito Federal (DF) e município de Goiânia. Já a POF de 2002-2003 teve cobertura nacional, o que permite análises por essas mesmas áreas urbanas das unidades da federação (UFs), análise por RMs e as áreas urbanas e rurais das grandes regiões do país (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste).

Para realizar essa compatibilização, no tocante à abrangência, primeiro foram extraídos dos microdados da POF de 2002-2003 os dados relativos às nove RMs e aos domicílios urbanos do DF e de Goiânia. Com isso constituiu-se um universo similar ao das POFs de 1987-1988 e de 1995-1996.<sup>5</sup>

As pesquisas foram realizadas todas no período de um ano, a primeira delas feita entre março de 1987 e fevereiro de 1988; a segunda entre outubro de 1995 e setembro de 1996; e a última entre julho de 2002 e junho de 2003. Cabe notar, ademais, que as datas de referência das pesquisas diferem, com a de 1987-1988 em 15 de outubro de 1987; a de 1995-1996 em 15 de setembro de 1996; e a de 2002-2003 em 15 de janeiro de 2003. Dessa forma, a segunda compatibilização consistiu em trazer todos os valores para janeiro de 2003 (data de referência da última POF). Para isso, as despesas foram deflacionadas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor-Ativo (INPC-A), do IBGE.

Adicionalmente, a POF de 2002-2003 foi a primeira a pesquisar o gasto não-monetário.<sup>6</sup> Para compatibilizá-la com as POFs anteriores foram considerados apenas os gastos/rendimentos monetários. Especificamente em relação aos gastos com saúde, algumas diferenças entre as POFs de 1987-1988 e 1995-1996 em relação à POF de 2002-2003 são perceptíveis de imediato. Nos dados apresentados de acordo com o plano tabular, as duas primeiras dividem o gasto com saúde em sete subgrupos, a saber: remédios; seguro saúde e associação de assistência; tratamento dentário; consulta médica; hospitalização; óculos e lentes; e outros gastos com saúde. A POF de 2002-2003, por seu lado, apresenta dez subgrupos para os gastos com saúde, a saber: remédios; plano/seguro saúde; consulta e tratamento dentário; consulta médica; tratamento ambulatorial; serviços de cirurgia; hospitalização; exames diversos; material de tratamento; e outros gastos com saúde. Os subgrupos mantidos na apresentação dos dados das três edições são: remédios;

5. Há um descompasso entre os tamanhos amostrais (ver Diniz *et al.*, 2007).

6. O único gasto não-monetário com serviços pesquisado foi para os serviços de saúde. Nos demais casos foram pesquisados os gastos não-monetários apenas para bens. Somente há pouco o IBGE liberou a terceira versão dos microdados da POF de 2002-2003 os quais incluem os gastos não-monetários com saúde, que não foram incorporados neste trabalho.

plano e seguro- saúde; consulta e tratamento dentário; e consulta médica. No caso de hospitalização, o tratamento ambulatorial e os serviços de cirurgia foram desmembrados da rubrica hospitalização. A rubrica óculos e lentes foi incorporada em material de tratamento. Ou seja, a comparação dos gastos com saúde requer a construção de uma metodologia, para isso, partindo dos microdados e reconstruindo as categorias de análise. Para permitir a comparação dos subgrupos de gastos com saúde, foi adotada a metodologia proposta por Silveira *et al.* (2001) para compatibilização das duas primeiras POFs, de tal sorte que possibilitasse a comparação com a POF de 2002-2003 (ver DINIZ, 2006).

Outra mudança significativa na POF de 2002-2003 em relação às duas anteriores diz respeito ao número de itens pesquisados, que passou de cerca de 3.300 nos anos de 1987-1988 e 1995-1996 para mais de 10 mil itens na POF de 2002-2003. No caso da saúde o número subiu de 105 itens nos anos de 1987-1988 e 1995-1996 para 501 itens. A maior abertura da POF de 2002-2003 possibilita uma análise mais detalhada da estrutura de gastos das famílias, entretanto, para efeitos comparativos, muitos dos itens levantados na última pesquisa não se encontram pesquisados nas POFs anteriores, como é o caso dos medicamentos relacionados ao tratamento da Aids, os gastos com vacinas, como BCG, tríplice, hepatite B, e remédios para bronquite, entre outros. Isso mostra que as comparações entre essas três pesquisas devem ser feitas com cautela.<sup>7</sup>

## 2.2 Comparando os dados das três POFs

O gasto médio das famílias em saúde para o total das RMs, mais Brasília e Goiânia, aumenta entre 1987-1988 e 1995-1996, depois se reduz entre esta última POF e a de 2002-2003. Porém as variações não se mostraram homogêneas entre os décimos de renda. Entre as duas primeiras POFs, o aumento para o primeiro décimo foi de quase 50%, ao passo que para o último décimo foi de cerca de 30%. Entre 1995-1996 e 2002-2003, a redução para o primeiro décimo foi de 23%, enquanto para o último décimo foi de apenas 2%<sup>8</sup> (tabela 1).

A análise das participações, no total de gastos, das famílias de cada décimo de renda, permite ter maior clareza a respeito das mudanças ao longo do tempo. Na tabela 2 verifica-se que, apesar de pequenas variações entre as três POFs, as famílias do último décimo responderam, no mínimo, por 36% do gasto total das

7. Para maiores detalhes metodológicos das diferenças entre as POFs, ver Diniz *et al.* (2007).

8. Há grande diferença na construção dos índices de preços brasileiros. A seleção do índice de preço tem implicações sobre os resultados, isto é, se outros índices fossem escolhidos em vez do INPC-A poder-se-ia ter resultados diferentes dos aqui apresentados. Contudo, o INPC-A apresenta vantagens por cobrir uma faixa de renda maior – de 1 a 40 SMs – e que cobre boa parte dos grupos de renda que adquirem serviços de saúde, além de ser um dos poucos índices de preço ao consumidor com representatividade nacional.

TABELA 1

**Gasto médio mensal familiar *per capita* em saúde por décimos de renda familiar *per capita* – 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003**(Em R\$ de janeiro de 2003)<sup>a</sup>

Décimo	1987-1988	1995-1996	2002-2003
1°	5,28	7,50	5,77
2°	7,62	8,33	7,76
3°	8,63	10,87	9,07
4°	12,80	16,20	13,20
5°	14,59	19,02	17,30
6°	21,66	26,37	21,42
7°	29,43	35,42	31,68
8°	40,97	48,82	41,42
9°	62,05	70,05	67,67
10°	115,85	146,80	143,29
Total	31,90	38,94	35,88

Fonte: IBGE/POFs de vários anos. Elaboração dos autores a partir dos microdados.

<sup>a</sup> Deflacionados pelo INPC-A. Valores referentes às nove RMs, mais a área urbana do DF e do município de Goiânia.

TABELA 2

**Distribuição dos gastos totais com saúde por décimo de renda**

(Em %)

Décimo	1987-1988	1995-1996	2002-2003
1°	1,65	1,92	1,61
2°	2,39	2,13	2,16
3°	2,71	2,80	2,53
4°	4,01	4,16	3,67
5°	4,57	4,88	4,82
6°	6,80	6,77	5,97
7°	9,24	9,10	8,84
8°	12,80	12,53	11,51
9°	19,52	17,99	18,91
10°	36,33	37,71	39,98
Total	100,00	100,00	100,00

Fonte: IBGE/POFs de vários anos. Elaboração dos autores a partir dos microdados.

Nota: O gasto total mensal com saúde das famílias residentes nas nove RMs, mais Brasília e Goiânia, foi de R\$ 1,81 bilhão em 1987-1988; R\$ 1,78 bilhão em 1995-1996; e R\$ 1,94 bilhão em 2002-2003, em valores anuais seriam respectivamente R\$ 21,77 bilhões, R\$ 21,39 bilhões e R\$ 23,31 bilhões.

famílias com saúde, ao passo que as famílias do primeiro décimo não responderam por mais de 2% do gasto total em saúde das famílias. Ou seja, em relação ao gasto total com saúde, a participação dos primeiros décimos foi e continua sendo muito pequena (com os três primeiros décimos respondendo juntos por não mais que 7% do gasto total com saúde).

Contudo, quando se analisa a participação dos gastos com saúde no orçamento das famílias em cada décimo, na tabela 3 e no gráfico 1, observa-se que, enquanto em 1987-1988 a saúde respondia por 5,3% das despesas totais das famílias, esse percentual aumentou em 1995-1996 para 6,5%, mas voltou a cair em 2002-2003 para 5,1%. Esse movimento de aumento da participação do gasto com saúde entre 1987-1988 e 1995-1996 e a queda posterior entre 2002-2003 aconteceu em todos os décimos de renda.

Assim, como observado para os valores absolutos, as variações das participações do gasto total com saúde não foram homogêneas entre os décimos. No período entre a primeira e a segunda POFs, a participação dos gastos com saúde teria aumentado mais para a população mais pobre do que para a população mais rica. Esse resultado levou autores como Médici (2003) a questionar o papel redistributivo

TABELA 3

**Participação do gasto com saúde no gasto total segundo o décimo de renda**

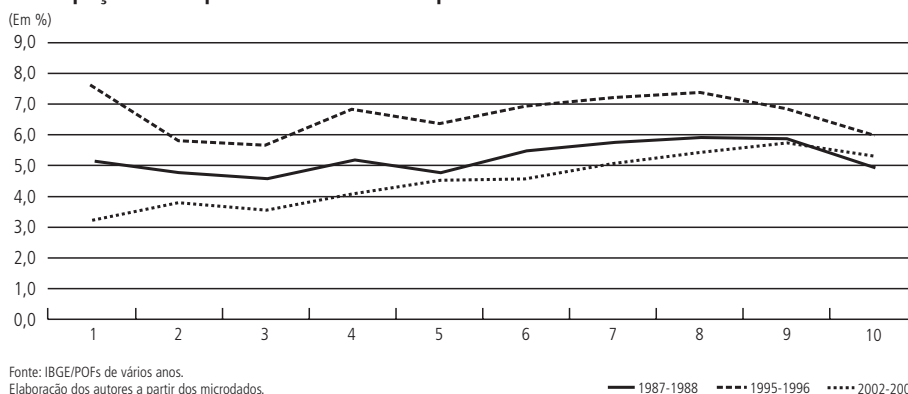
(Em %)

Décimo	1987-1988	1995-1996	2002-2003
1°	5,14	7,63	3,23
2°	4,78	5,81	3,79
3°	4,56	5,66	3,55
4°	5,17	6,83	4,08
5°	4,77	6,38	4,51
6°	5,50	6,95	4,57
7°	5,77	7,19	5,06
8°	5,95	7,26	5,43
9°	5,88	6,86	5,75
10°	4,94	6,00	5,30
Total	5,31	6,51	5,06

Fonte: IBGE/POFs de vários anos.

Elaboração dos autores a partir dos microdados.

GRÁFICO 1

**Participação da despesa com saúde na despesa total de cada décimo de renda**

do sistema público e universal brasileiro (o SUS). Se fosse seguido o mesmo raciocínio seria possível dizer que o SUS passou a ter um forte papel redistributivo pós-1995-1996, uma vez que a participação dos gastos com saúde se reduziu mais que proporcionalmente para as famílias mais pobres do que para as mais ricas entre a POF daquele ano e a de 2002-2003. Observa-se no gráfico 1 que praticamente para todos os décimos de renda, exceto o último, a participação dos gastos com saúde na despesa total das famílias é menor em 2002-2003 em relação às outras duas POFs. Além disso, a redução dessa participação para o primeiro décimo foi de quase 60% entre 1995-1996 e 2002-2003, muito superior aos 12% de redução para o último décimo. Ou seja, para as famílias no piso da distribuição de renda, o peso dos gastos em saúde no orçamento diminuiu de 7,6% para 3,2%, ao passo que, para o topo da distribuição, diminuiu de 6,0% para 5,3%, entre 1995-1996 e 2002-2003.

A diminuição da participação relativa dos gastos com saúde dentro do gasto total das famílias, observada na POF de 2002-2003, pode, evidentemente, ser atribuída a uma cobertura maior por parte do SUS principalmente entre os segmentos mais pobres da população, e a intervenções na área de medicamentos. Contudo, afirmações sobre o papel redistributivo do SUS não devem ser feitas de forma categórica porque podem estar ocorrendo vários fenômenos simultaneamente.

Por exemplo, observa-se um efeito de mudança na composição dos gastos (ver tabela 4 e gráficos 2A e B). Analisando-se o comportamento dos dois principais grupos de gastos das famílias com saúde – medicamentos e planos e seguros de saúde –, observa-se que o gasto médio mensal familiar *per capita* com medicamentos para todos os décimos foi um pouco maior em 1995-1996 em relação a 1987-1988. Entre 1995-1996 e 2002-2003, entretanto, houve redução de gastos com

TABELA 4

**Gasto médio mensal familiar *per capita* com medicamentos e planos e seguros de saúde das famílias por décimos de renda familiar *per capita***(Em R\$ de janeiro de 2003)<sup>a</sup>

Décimo	Medicamentos			Planos e seguros de saúde		
	1987-1988	1995-1996	2002-2003	1987-1988	1995-1996	2002-2003
1°	3,35	3,47	3,37	0,04	0,49	1,37
2°	4,94	5,53	4,14	0,13	0,65	0,51
3°	5,29	6,24	5,97	0,22	1,36	0,69
4°	6,97	7,86	7,01	0,58	2,64	2,90
5°	7,93	8,37	8,54	1,00	4,22	4,76
6°	9,98	10,07	9,70	1,46	6,53	5,74
7°	11,93	12,22	13,61	2,16	11,35	7,42
8°	13,17	14,71	15,45	4,61	14,37	15,25
9°	16,20	19,21	20,88	8,41	23,28	30,83
10°	22,94	25,18	36,96	19,40	48,11	61,00
Total	10,27	11,29	12,57	3,80	11,30	13,06

Fonte: IBGE/POFs de vários anos.

Elaboração dos autores a partir dos microdados.

<sup>a</sup> Deflacionados pelo INPC-A. Valores referentes às nove RMs, mais a área urbana do DF e do município de Goiânia.

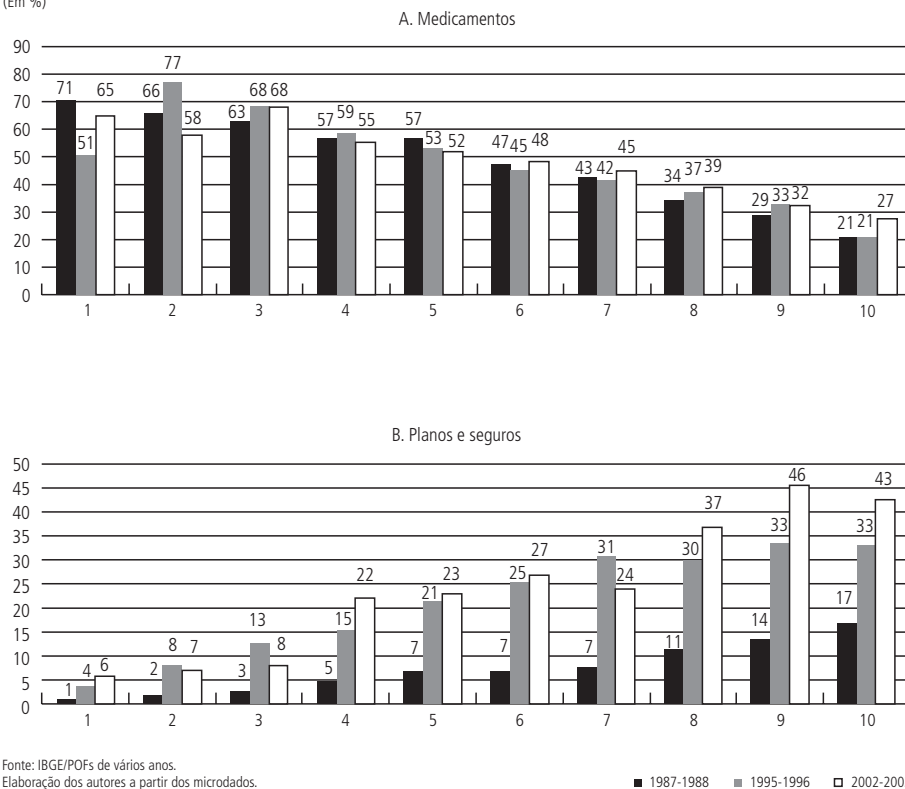
medicamentos para praticamente todos os décimos de renda. No caso dos planos de saúde, o comportamento dos gastos é diferente. A tendência tem sido de aumento continuado dos gastos para a maior parte das famílias. Outra observação refere-se à diferença na magnitude do gasto *per capita*: enquanto no caso dos medicamentos a diferença entre as famílias nos últimos décimos e as dos primeiros décimos na última POF ficou em torno de dez vezes, no caso dos planos de saúde, ela passa de 44 vezes, mostrando que este último é fortemente concentrado nas famílias dos últimos décimos.

Retomando as explicações, pode ser que essa mudança na composição dos gastos derive não apenas da expansão de programas de distribuição de medicamentos, mas também de mudanças nos preços relativos dos bens e serviços consumidos pelas famílias. Como as famílias mais pobres alocam proporcionalmente uma parte maior do orçamento em medicamentos do que as famílias mais ricas, os preços dos medicamentos consumidos por essas famílias podem ter caído nesse período, com a introdução dos genéricos.

GRÁFICO 2

**Participação dos gastos com medicamentos e com planos de saúde no gasto total em saúde de cada décimo da distribuição de renda**

(Em %)



Por seu turno, as famílias mais ricas alocam parcela maior dos seus gastos em planos e seguros de saúde. Ocké-Reis e Cardoso (2006) analisam as diferenças nas variações de preços dos planos e seguros de saúde e mostram que, para o período entre maio de 2001 e abril de 2005, todos os índices de preços apresentaram aumento de preços dos planos e seguros de saúde superior à inflação geral do setor saúde.

Outra possível explicação é a queda da renda das famílias e o aumento do desemprego. Diniz *et al.* (2007), comparando o rendimento médio *per capita* das famílias nas três POFs, mostram que o rendimento aumentou entre as duas primeiras e caiu entre 1995-1996 e 2002-2003. Entre os componentes do rendimento *per capita*, a renda do trabalho tem uma participação importante. Ramos (2007) verifica que o rendimento real do trabalho começa a cair em 1999 e que essa queda parece sofrer uma reversão de tendência somente a partir de 2005. O menor valor



real do rendimento do trabalho nesse período aconteceu em 2003. Além disso, esse mesmo autor mostra também que a taxa de desemprego aumenta entre 1996 e 1999, alcançando o patamar de 10,4% nesse último ano e, com pequenas oscilações, mantém-se nesse patamar até 2003. Com isso as famílias podem ter reduzido o gasto com saúde, deslocando-o para gastos com outros bens e serviços considerados mais necessários.

Pode-se adicionar outra informação a partir da tabela 5, na qual se observa que o percentual de famílias que teve algum gasto em saúde caiu da primeira para a segunda POF, aumentou um pouco da segunda para a terceira, mas, no caso dos seis primeiros décimos, não volta aos níveis de 1987-1988. Além disso, a redução entre as duas primeiras POFs já havia sido proporcionalmente menor nos últimos décimos.

Aqui pode estar havendo uma questão de capacidade de pagamento: as famílias mais ricas têm mais condições de manter seu padrão de gastos num cenário de preços relativos mais altos para planos de saúde. Porém, pode significar, também, que as famílias mais pobres passaram a contar mais com o SUS, podendo deslocar o gasto com saúde para outros bens de consumo. As famílias mais ricas não o fazem por diversos motivos, sobre os quais pode-se levantar algumas hipóteses:

TABELA 5

**Percentual de famílias com gasto não-nulo e positivo em saúde por décimo de renda**

Décimo	1987-1988	1995-1996	2002-2003
1°	79,96	67,59	68,75
2°	86,27	76,62	79,82
3°	86,84	75,71	77,62
4°	88,40	81,60	81,09
5°	91,69	79,60	83,28
6°	89,68	83,92	81,38
7°	89,36	84,23	89,19
8°	92,23	87,89	90,63
9°	93,27	91,83	90,19
10°	93,58	92,81	95,70
Total	89,64	83,25	84,93

Fonte: IBGE/POFs de vários anos.

Elaboração dos autores a partir dos microdados.

a) preferem pagar para ter um atendimento mais rápido; b) querem comprar um tratamento médico diferenciado, como, por exemplo, serviços de hotelaria hospitalar, não cobertos pelo SUS; e c) acreditam que em alguns casos o atendimento privado tem maior qualidade de atendimento que o público. Isso apesar de se saber que, mesmo no caso das famílias mais ricas, alguns tratamentos de alta complexidade – os transplantes, por exemplo – são feitos majoritariamente ou mesmo exclusivamente com financiamento do SUS.

Ao analisarem a participação do SUS quanto ao acesso e à utilização de serviços de saúde a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), Porto, Santos e Ugá (2006) destacam que:

1) O SUS financia a maioria dos atendimentos e das internações realizados no País, participação que aumentou significativamente entre 1998 e 2003; 2) embora o número absoluto de atendimentos realizados pelos três sistemas de financiamento tenha aumentado, a expansão do SUS foi muito mais significativa e a ela correspondeu uma desaceleração do crescimento do gasto privado direto; 3) o SUS é o principal financiador dos dois níveis extremos de complexidade da atenção à saúde: o de atenção básica e o da alta complexidade.

Assim, os dados dessas duas pesquisas (POF e Pnad) indicariam que o SUS é, também, um importante fator explicativo para esse fenômeno de diminuição da participação dos gastos com saúde no gasto das famílias. Isso seria devido aos avanços de cobertura do SUS, com a implementação de vários programas que alcançam mais sistematicamente os estratos mais pobres e medianos da população e na atenção de alta complexidade que alcança também as classes com maiores rendimentos. Com isso, a população, principalmente a de menor renda, estaria utilizando mais o SUS com implicações para redução do seu desembolso direto com saúde.

Para saber qual dos fatores supramencionados teria maior poder explicativo para essa queda da participação da saúde no gasto total das famílias, particularmente das mais pobres, seria necessário avançar em uma análise mais detalhada, que não será objeto deste trabalho.

Como, em um sistema de saúde no qual há sempre a opção de buscar o tratamento utilizando-se o financiamento público, pode haver um percentual tão elevado de famílias dispostas a realizar um gasto que pode levá-las à pobreza ou à indigência? A próxima seção avança um pouco mais nessa discussão, buscando mostrar que a estimativa do percentual de famílias que incorrem no gasto catastrófico depende de uma série de escolhas metodológicas. Na mesma seção questiona-se ainda a validade das estimativas realizadas por Xu *et al.* (2003) para o Brasil.

### 3 GASTOS CATASTRÓFICOS COM SAÚDE

A discussão sobre gasto catastrófico não é recente na área de saúde, mas a partir do relatório da Organização Mundial de Saúde (OMS) de 2000, essa discussão ganhou um novo impulso. Wagstaff e Van Doorslaer (2001) resumem as abordagens teóricas relativas aos estudos nessa área em duas grandes linhas:

Two distinct strands of thinking are evident in this debate. One is based on egalitarian notions of equity or fairness. A common theme here is that payments for health care ought to be linked not to usage of health services but rather to ability to pay, and the concern is with the degree of inequality in one or other variable. The other focuses on minimum standards. Here there is some divergence of view, but in each case the concern is not with inequality in any variable but rather with a variable exceeding or falling short of a threshold. One approach sets the threshold in terms of proportionality of income. The concern is to ensure that households do not spend more than some prespecified fraction of their income on health care (call it  $z$ ). Spending in excess of  $z$  is labeled “catastrophic”. The idea is, in effect, to ensure that households have at least  $(1-z)$  of their income to spend on things other than health care. The other approach sets the minimum in terms of the absolute level of income. The concern here is to ensure that spending on health care does not push households into poverty—or further into it if they already there<sup>9</sup> (WAGSTAFF; VAN DOORSLAER, 2001, p. 1).

A discussão realizada na primeira parte deste trabalho está mais relacionada aos aspectos distributivos do gasto com saúde e tem em Ugá e Santos (2006) a sua aplicação completa. Já esta segunda é voltada para a discussão sobre quão catastróficos são os gastos com saúde no Brasil.

#### 3.1 Abordagem metodológica para estimação do gasto catastrófico

Como será visto nesta subseção, a metodologia utilizada tem implicações diretas sobre as estimativas obtidas do percentual de famílias que incorrem em gasto catastrófico com saúde. A metodologia do trabalho de Xu *et al.* (2003), detalhada em Xu (2005), consiste em:

a) Calcular o gasto de subsistência (*subsistence expenditure – SE*). *SE* é igual ao gasto com alimentação dos domicílios cuja participação do gasto com alimentação é equivalente àquele dos percentis 45º e 55º. O *SE* é utilizado pelos autores

9. “Duas linhas de pensamento distintas são evidentes nesse debate. Uma é baseada nas noções igualitárias (*egalitarian*) de equidade e justiça. Um tema comum aqui é que os pagamentos por serviços de saúde devem ser vinculados não ao uso dos serviços mas sim à capacidade de pagamento (*ability to pay*) e a preocupação é com o grau de desigualdade em uma ou outra variável. A outra concentra-se em padrões mínimos. Aqui há alguma divergência, mas em cada caso a preocupação não é com a desigualdade em qualquer variável mas sim com a variável exceder ou não alcançar um limite (*threshold*). Uma abordagem coloca o limite em termos de proporção da renda. A preocupação é assegurar que os domicílios não gastam mais que uma fração pré-especificada de sua renda com saúde (por exemplo,  $z$ ). O gasto que excede  $z$  é denominado “catastrófico”. A idéia é, de fato, garantir que as famílias tenham no mínimo  $(1-z)$  da sua renda para gastas com outras coisas que não assistência à saúde. A outra abordagem estabelece o mínimo em termos de um nível absoluto da renda. A preocupação aqui é garantir que os gastos com saúde não levem os domicílios à pobreza – ou além, se eles já forem pobres”. (Tradução livre dos autores).

como uma aproximação à linha de pobreza de cada país, com base na concepção de quanto mais pobre o domicílio, maior é a participação do gasto com alimentação no gasto total. Um domicílio foi considerado pobre se seu gasto total era menor que seu gasto de subsistência ( $SE$ ).

b) Ajustar  $SE$  pelo tamanho do domicílio. Para isso os autores utilizaram uma aproximação a uma escala de equivalência média para todos os países:

$$eqsize = hsize^\beta$$

onde  $eqsize$  representa o número de consumos-equivalentes no domicílio e  $hsize$  é o tamanho observado do domicílio. Para considerar as diferenças nos padrões de consumo de cada país, os autores estimaram o valor de  $\beta$  para os 59 países com uma regressão de efeitos fixos, tendo como variável dependente o consumo alimentar total dos domicílios em função do tamanho observado desses domicílios e uma *dummy* para cada país (tudo em escala logarítmica). O valor estimado para  $\beta$  foi 0,56 – o consumo de alimentos cresce com cada membro adicional do domicílio, porém menos que proporcionalmente (0,56) ao aumento em seu tamanho.

c) Calcular a capacidade de pagamento dos domicílios, dada por:

$$CTPi = EXP_i - SE_{45-55i}, \text{ se } SE_i \leq food_i$$

$$CTPi = EXP_i - food, \text{ se } SE_i > food_i$$

onde  $EXP_i$  é o gasto total de consumo das famílias e  $food$  é o gasto alimentar efetivamente observado para cada domicílio. Ou seja, se o gasto com alimentos é menor ou igual a  $SE$ , utiliza-se o gasto com alimentação efetivamente observado ( $CTPi$  é igual ao gasto total menos o gasto com alimentação).

d) O desembolso direto com saúde ( $OOP$ ) é calculado considerando-se todos os tipos de gastos em que incorre a família no momento em que o serviço é recebido, incluindo pagamento de consultas, compra de medicamentos, contas de hospital. Os reembolsos de planos e seguros de saúde foram descontados.

e) Se no mínimo 40% da capacidade de pagamento da família estiverem comprometidos com saúde ( $OOP/CTP$ ), ela estaria incorrendo em gasto catastrófico.

$$Cata = 1, \text{ se } OOP/CTP \geq 0.40 \text{ (gasto catastrófico)}$$

Cata = 0, se  $OOP/CTP < 0.40$  (gasto não-catastrófico)

Resumindo, a metodologia de Xu *et al.* (2003) utiliza os seguintes critérios: *a)* como denominador, a capacidade de pagamento; *b)* como linha de corte, o percentual de 40%; e *c)* utiliza apenas o gasto direto (o gasto total com saúde descontado o gasto com planos e seguros de saúde). Considera que incorrem em gasto catastrófico aquelas famílias que têm 40% da sua capacidade de pagamento alocados para o desembolso direto com saúde.

Com relação à linha de corte, Xu *et al.* (2003) afirmam que utilizaram uma abordagem mais conservadora ao adotar a linha de corte de 40%. Outros trabalhos utilizaram linhas de corte que variam de 5% a 20% (ver, entre outros, WYSZEWIANSKI, 1986; BERKI, 1986; PRADHAN; PRESCOTT, 2002; RANSON, 2002; RUSSELL, 2004; WAGSTAFF; VAN DOORSLAEN, 2001, 2003).

Outro ponto de discussão é 5%, 10%, 15%, 20%, 40% em relação a que denominador? Os trabalhos mencionados utilizaram denominadores diferentes. Enquanto Xu *et al.* (2003) utilizaram a capacidade de pagamento (calculada a partir do gasto total – monetário e não-monetário), outros artigos da literatura fizeram suas análises com base na renda (BERKI, 1986; WYSZEWIANSKI, 1986; PRADHAN; PRESCOTT, 2002; RANSON, 2002). Em países em desenvolvimento, os estratos mais baixos de renda em geral gastam mais do que ganham (isto é, têm um gasto total maior do que a renda recebida), ao passo que nos estratos mais ricos, o gasto total é menor do que a renda. Com isso, utilizar como denominador o gasto ou a renda implica diferentes estimativas de gasto catastrófico.

Por fim, a maioria dos trabalhos realiza suas estimativas considerando, como Xu *et al.* (2003), apenas o desembolso direto. A idéia subjacente a essa escolha é que o pré-pagamento de um plano ou seguro de saúde é feito para reduzir o risco de a família incorrer em um gasto catastrófico. Contudo, para que isso seja efetivo, o plano ou seguro tem de ser compreensivo, isto é, cobrir todos os potenciais gastos das famílias com saúde de tal forma que, frente a um problema de saúde, ela não precise realizar nenhum gasto de seu próprio bolso. Se o plano ou seguro não tem essa característica, mesmo realizando o pré-pagamento, uma família pode ainda ter de desembolsar uma quantia não desprezível para um tratamento não coberto. Assim, alguns autores fazem estimativas de gastos catastróficos considerando, também, o gasto total com saúde, isto é, incluindo nesse gasto o pagamento a planos e seguros (ver BOS; WATERS, 2006).

O estudo de Bos e Waters (2006), por exemplo, apresenta três estimativas do gasto catastrófico utilizando o percentual do gasto em relação à renda da Pnad, de

1998 (renda monetária): *a*) quando consideram o gasto total em saúde e uma linha de corte de 40% em relação à renda monetária, 3,7% das famílias teriam incorrido em gastos catastróficos em saúde; *b*) quando estimam, ainda com o gasto total em saúde, mas com uma linha de corte de 20%, o percentual de famílias aumenta para 12%; e *c*) quando descontam do gasto total em saúde os gastos com planos e seguros e utilizam uma linha de corte de 10%, o percentual de famílias alcança 20% (com gasto catastrófico).<sup>10</sup>

Assim, observa-se que não existe um consenso sobre qual a linha de corte a partir da qual um gasto deve ser considerado catastrófico, nem sobre o denominador, nem sobre qual gasto com saúde (total ou apenas o desembolso direto) deve ser considerado.

Outra questão que merece alguma discussão é a base utilizada por Xu *et al.* (2003): a Pesquisa sobre Padrões de Vida (PPV). Essa pesquisa foi realizada entre 1996 e 1997 tendo por principal objetivo “fornecer informações adequadas para planejamento, acompanhamento e análises de políticas econômicas e programas sociais em relação aos seus impactos nas condições de vida domiciliar, em especial nas das populações mais carentes” (BANCO MUNDIAL, 2001).

No caso dos serviços públicos (entre eles saúde), o objetivo era permitir a descrição de seus padrões de acesso e utilização. Além disso, como destacado no próprio material de divulgação da pesquisa (BANCO MUNDIAL, 2001), a sua amostra é pequena.<sup>11</sup>

Outra questão é que a PPV não pesquisou os gastos não-monetários das famílias. Assim, sua preocupação maior com as condições de vida da população e a forma como foram formuladas as perguntas sobre o gasto das famílias a aproximam muito da Pnad. Em nenhuma dessas pesquisas a questão das despesas familiares é o tema central. Por outro lado, os questionários modulares, o tamanho da amostra e a cobertura regional (somente Nordeste e Sudeste) a diferenciam da Pnad.

A POF, como o próprio nome diz, tem seu foco no orçamento das famílias e pesquisa de forma muito detalhada, e em um período longo (12 meses), as

10. O objetivo central do trabalho de Bos e Waters (2006) é analisar a efetividade do SUS e dos planos e seguros privados em prover proteção financeira às famílias brasileiras de tal forma que elas não incorram em gastos catastróficos. Por suas estimativas, que a utilização do SUS reduz em 47% da probabilidade de um domicílio incorrer em gasto catastrófico com saúde; ao passo que utilizar planos e seguros aumenta a probabilidade de gasto catastrófico. Como eles estão analisando dados da Pnad de 1998, quando a regulamentação dos planos e seguros de saúde ainda era pouco efetiva no Brasil, seria interessante replicar esse estudo utilizando dados mais recentes. O problema é que o suplemento mais recente da Pnad sobre acesso e utilização de serviços de saúde não traz informações sobre gastos com saúde, ao passo que a POF de 2002-2003, que traz informações sobre gastos, não tem informações sobre acesso e utilização (que são importantes na estimação do modelo proposto por eles).

11. Aproximadamente 5 mil domicílios pesquisados em dez estratos geográficos: RMs de Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo; restante da área urbana do Nordeste e Sudeste e restante das áreas rurais do Nordeste e Sudeste.

informações sobre despesas. Assim, neste trabalho, a opção foi utilizar a última POF para estimar o percentual das famílias que estariam em situação de gasto catastrófico.

Xu (2005) afirma que “os gastos com consumo das famílias compreendem tanto os pagamentos monetários quanto os em espécie para todos os bens e serviços, e a valoração monetária da autoprodução (consumo de produtos feitos em casa)”. Como dito anteriormente, a POF de 2002-2003 foi a única que estimou os gastos não-monetários (ver DINIZ *et al.*, 2007), motivo para que os autores do presente trabalho selecionassem essa base para ser utilizada nas estimativas que serão apresentadas na próxima seção.

### 3.2 Resultados

Seguindo os passos da metodologia de Xu *et al.* (2003) e Xu (2005), e a partir de dados da POF, estimou-se em menos de 1% o número de famílias brasileiras que teriam incorrido em gastos catastróficos em 2003 (ver primeira linha e primeira coluna da tabela 6). Para obter algo próximo dos 10% encontrados naquele trabalho, a linha de corte deveria estar entre 14% e 15% da capacidade de pagamento alocada à despesa direta das famílias com saúde – excluídas as despesas com planos e seguros, as quais também foram excluídas nas estimativas feitas por Xu *et al.* (2003).

Uma questão que se coloca é quanto dessa divergência pode ser devida às diferenças mencionadas anteriormente nas bases de dados utilizadas, visto que Xu *et al.* (2003) utilizaram a PPV do IBGE de 1996-1997 para calcular os gastos com saúde e os cálculos realizados neste trabalho utilizaram a POF. A primeira questão é que, como mencionado, a PPV não coletou informações sobre gastos não-monetários. Assim, para se comparar os resultados da POF com aqueles apresentados por Xu *et al.* (2003), seria necessário considerar apenas a renda ou os gastos monetários. Fazendo esse cálculo, chega-se a um percentual de 6% de famílias que teriam incorrido em gasto catastrófico (ver quinta coluna, primeira linha da tabela 6). Esse resultado fica um pouco mais próximo e mais comparável com o apresentado por Xu *et al.* (2003).

De qualquer forma, os autores reforçam sua opinião de que a POF seria uma pesquisa mais apropriada para a análise proposta, até mesmo pelos fatores apontados por Xu *et al.* (2003): ser nacional, incluir os gastos não-monetários, ser uma pesquisa de orçamento e não de condições de vida.

Na tabela 6, além da estimativa que tenta replicar a metodologia proposta por Xu *et al.* (2003), são apresentadas outras estimativas considerando-se: a) linhas

TABELA 6

**Famílias com gasto catastrófico em saúde (para famílias com gasto positivo)**

(Em %)

Linha de corte	Em relação à capacidade de pagamento <sup>a</sup>		Em relação à renda total descontando gasto com alimentação		Em relação à renda monetária descontando gasto com alimentação		Em relação à renda monetária sem descontar gasto com alimentação <sup>b</sup>	
	OOP	Saúde	OOP	Saúde	OOP	Saúde	OOP	Saúde
40	0,6	0,8	1,9	2,2	6,0	6,8	-	3,7
35	1,1	1,3	2,4	2,8	7,1	8,1	-	-
30	1,8	2,1	3,1	3,7	8,5	9,7	-	-
25	2,9	3,6	4,2	5,1	10,7	12,3	-	-
20	4,9	6,3	6,1	7,3	13,9	16,3	-	12
15	9,0	11,5	9,3	14,1	18,7	22,3	-	-
10	17,0	22,2	16,3	20,5	27,2	33,3	23	-
5	37,8	46,5	34,6	42,6	46,2	54,2	-	-

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Estimativas dos autores a partir dos microdados.

Nota: OOP é o desembolso direto das famílias excluídos os gastos com planos de saúde; e saúde é o gasto total com saúde das famílias.

<sup>a</sup> A capacidade de pagamento foi calculada conforme metodologia de Xu *et al.* (2003), considerando-se como base de cálculo o gasto total das famílias. É o único caso dessa tabela onde o denominador é o gasto e não a renda.<sup>b</sup> Nesta última coluna foram destacados apenas os valores para três linhas de corte porque o objetivo era comparar com o trabalho de Bos e Waters (2006) que apresentam informações para essas três linhas de corte.

de corte diferentes: que variam de 5% a 40%; *b*) denominadores diferentes: em relação à capacidade de pagamento; à renda total (monetária e não-monetária) descontado o gasto com alimentação; à renda monetária descontado o gasto com alimentação; à renda monetária não descontado o gasto com alimentação; e *c*) valores diferentes do gasto com saúde: o gasto total em saúde ou somente o desembolso direto (OOP).

A última coluna é uma tentativa de replicar os cálculos de Bos e Waters (2006) utilizando a POF de 2002-2003. Observe-se que, se o cálculo for feito em relação à renda monetária – a renda que pode ser calculada utilizando-se a Pnad (sem descontar os gastos com alimentação), os percentuais obtidos são idênticos ou muito próximos daqueles calculados por esses autores (última coluna da tabela 6).

Como se pode observar na tabela 6, há, portanto, questões conceituais e definições metodológicas que implicam uma variedade de resultados (percentuais de famílias que incorreriam em gasto catastrófico). A linha de corte e o denominador escolhido (se o gasto, a capacidade de pagamento ou a renda) fazem toda diferença.



Uma linha de corte de 40% pode levar a concluir que entre 1% e 7% das famílias incorrem em gasto catastrófico no Brasil, ao passo que uma linha de 5% implica que mais de 30% das famílias incorrem nesse tipo de gasto.

#### 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Muitos foram os avanços da década de 1990 no sentido da consolidação do SUS. A participação desse sistema no atendimento médico-hospitalar da população alcança mais da metade dos atendimentos ambulatoriais e cerca de 65% das internações realizadas no país.<sup>12</sup> Ainda assim, o gasto das famílias com saúde é proporcionalmente elevado.

Com base na POF de 2002-2003 observa-se uma diminuição da participação relativa dos gastos com saúde dentro do gasto total das famílias. Essa diminuição pode, evidentemente, ser atribuída a uma cobertura maior por parte do SUS principalmente entre os segmentos mais pobres da população, e a intervenções na área de medicamentos. Contudo, como foi dito, afirmações sobre o papel redistributivo do SUS não devem ser feitas de forma categórica porque podem estar ocorrendo vários fenômenos simultaneamente: *a)* mudanças na composição dos gastos derivadas de uma redução do preço dos bens e serviços de saúde com maior peso sobre o orçamento pelas famílias mais pobres (por exemplo, medicamentos); *b)* aumento do preço dos bens e serviços de saúde consumidos pelas famílias nos últimos décimos de renda (por exemplo, aumento do preço dos planos e seguros de saúde); e *c)* redução do gasto com saúde pelas famílias mais pobres devido a reduções na sua renda disponível; entre outros.

Em 2002-2003 esse gasto alcançou o valor de aproximadamente R\$ 56 bilhões, montante bastante próximo ao gasto dos três níveis de governo com o SUS, que foi de R\$ 53 bilhões em 2003. Como foi mostrado em outros estudos, no caso das famílias mais pobres, o gasto está concentrado em medicamentos, mas, à medida que se move ao longo da distribuição de renda, os décimos mais ricos passam a gastar mais com planos e seguros de saúde. A intervenção em termos de políticas públicas é diferenciada em um e outro caso.

Se o objetivo for reduzir os gastos das famílias mais pobres com medicamentos, várias são as iniciativas que podem ser reforçadas: *a)* regulação de preços; *b)* regulação do acesso; e *c)* garantia de acesso a medicamentos pelo SUS. No caso da regulação de preços, a política de introdução dos genéricos no mercado pode ter sido um fator de peso na redução do percentual dos gastos das famílias com saúde

12. Estimativas feitas a partir de IBGE (2002).

observada entre 1995-1996 e 2002-2003. Pode ter ocorrido, também, mais acesso a medicamentos por meio do SUS. Com relação à regulação do acesso, a compra de medicamentos no Brasil ainda precisa passar por um processo mais intenso de discussão para definir se será seguido um modelo próximo ao dos países desenvolvidos, nos quais a compra de medicamentos em farmácias é altamente controlada.

Para expandir o acesso aos medicamentos por meio do SUS, além da necessidade de mais recursos para essa área, é preciso resolver os problemas na área de aquisição e distribuição pública.

Com relação aos gastos das famílias com planos e seguros de saúde, deve-se avaliar o que essas famílias procuram ao adquirir um plano de saúde, quando poderiam ter um acesso gratuito por meio do sistema universal. Seria qualidade? Seria presteza no atendimento? Seria hotelaria (visto que a internação no SUS, em geral, é feita em enfermaria)? Até que ponto o Estado deve tentar trazer as famílias de maior poder aquisitivo para dentro do SUS buscando reduzir o espaço do gasto privado com esse pré-pagamento? Isso ainda seria viável? Essas discussões, entretanto, representam uma extensa agenda de pesquisa que vai muito além do escopo deste artigo.

Considerando-se as características de cobertura universal do SUS e da expansão de seus serviços entre os segmentos mais pobres da população, os autores deste artigo ficaram intrigados com os resultados apresentados por Xu *et al.* (2003), que revelam o Brasil como o país latino-americano com maior percentual de famílias incorrendo em gasto catastrófico. Com isso, optaram por fazer uma discussão sobre metodologia em relação a esse tema.

Mostrou-se que, a despeito de se ter buscado replicar a metodologia utilizada por aqueles autores, não se chegou a percentuais próximos aos apresentados por eles. Se for seguida à risca a proposta de se considerar como linha de corte o percentual de 40% da capacidade de pagamento (calculada a partir do gasto total – monetário e não-monetário), alocado aos gastos com saúde (desembolso direto), encontra-se somente que 0,6% das famílias teria incorrido em gastos catastróficos – utilizando-se no cálculo os dados da POF e não os da PPV (base utilizada por XU *et al.*, 2003). Para chegar próximo aos 10%, mantendo-se como denominador a capacidade de pagamento, a linha de corte teria de ser de 15%, isto é, 9% das famílias estariam incorrendo em gasto catastrófico ao utilizar 15% da sua capacidade de pagamento para desembolsos diretos com saúde.

Contudo, sabendo-se que a PPV não pesquisou gastos não-monetários, a comparação mais adequada com o trabalho de Xu *et al.* (2003) seria aquela que considera somente a parte monetária dos gastos. Quando se faz isso, obtém-se

uma estimativa de 6% das famílias incorrendo em gasto catastrófico, com base nos dados da POF de 2002-2003.

Além disso, são inúmeras as ressalvas feitas à base de dados utilizada – a PPV – para a realização do cálculo proposto pelos autores. Entre elas se destacam a não cobertura nacional da pesquisa e o seu objeto de investigação, além de outras questões apontadas de forma mais detalhada no texto. No momento da realização do seu trabalho, Xu *et al.* (2003) já contavam com a POF de 1995-1996, que seria uma base ainda mais adequada do que a PPV para a realização do estudo, visto que aquela está centrada na análise do orçamento das famílias. Não fica claro por que a opção foi pela PPV.

No presente trabalho, os autores utilizam a POF de 2002-2003, ainda mais adequada ao estudo em questão por ter abrangência nacional e pesquisar os gastos não-monetários das famílias. Com isso, ela cumpre todos os requisitos metodológicos para ser utilizada para estimativas de gastos catastróficos.

#### REFERÊNCIAS

- ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. T. Determinantes dos gastos pessoais privados com saúde no Brasil. In: SILVEIRA, F. G.; SERVO, L. M. S.; ALMEIDA, T.; PIOLA, S. F. (Orgs.). *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Ipea: Brasília, v. 1, 2006.
- BANCO MUNDIAL. *Pesquisa sobre padrões de vida*. 2001. Disponível em: <<http://www.worldbank.org/html/prdph/lsm/country/brazil/br96docs.html#top>>.
- BERKI, S. E. A look at catastrophic medical expenses and the poor. *Health Affairs*, p. 138-145, 1986.
- BOS, A. M.; WATERS, H. R. *The impact of the public health system and private insurance on catastrophic health expenditures*. 2006. Mimeo.
- CÂMARA DOS DEPUTADOS. Consultoria de Orçamento e Fiscalização Financeira, Núcleo de Saúde. *Estudo*, n. 38, 2001 (Execução Orçamentária do Ministério da Saúde em 2000). Mimeo. Disponível em: <<http://www.camara.gov.br/internet/orcament/Principal/estudos/2001/N%FAcleo%2008%20-%20Sa%FAde/EST%2038-2001%20Execu%E7%E3o%20Sa%FAde%202000.pdf>>.
- DINIZ, B. P. C. *Relatórios de pesquisa apresentados ao RedeIpea*. Ipea, 2006. Mimeo.
- DINIZ, B. P. C.; SILVEIRA, F. G.; BERTASSO, B.; MAGALHES, L. C. F.; SERVO, L. M. S. As Pesquisas de Orçamentos Familiares no Brasil. In: SILVEIRA, F. G.; SERVO, L. M. S.; ALMEIDA, T.; PIOLA, S. F. (Orgs.). *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Ipea: Brasília, v. 2, 2007.
- IBGE. *Pesquisa Assistência Médico-Sanitária*, 2002.
- \_\_\_\_\_. *Pesquisa de Orçamentos Familiares*. Rio de Janeiro, 1987-1988. CD-ROM.
- \_\_\_\_\_. *Pesquisa de Orçamentos Familiares*. Rio de Janeiro, 1995-1996, CD-ROM.

\_\_\_\_\_. *Pesquisa de Orçamentos Familiares*. Rio de Janeiro, 2002-2003, CD-ROM.

MÉDICI, A. C. *Family spending on health in Brazil: some indirect evidence of the regressive nature of public spending in health*. Washington, D.C.: IADB, July 2003 (Sustainable Development Department Technical Papers Series; SOC-129).

MENEZES, T. A.; CAMPOLINA, B. P.; SILVEIRA, F. G.; SERVO, L. M. S.; PIOLA, S. F. Gasto das famílias e demanda em saúde: uma análise da Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003. In: SILVEIRA, F. G.; SERVO, L. M. S.; ALMEIDA, T.; PIOLA, S. F. (Orgs.). *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Ipea: Brasília, v. 1, 2006.

OCKÉ-REIS, C. A.; CARDOSO, S. de S. *Uma descrição do comportamento dos preços dos planos de assistência à saúde – 2001-2005*. Rio de Janeiro: Ipea, nov. 2006 (Texto para discussão, n. 1.232).

OCKÉ-REIS, C. A.; SILVEIRA, F. G.; ANDREAZZI, M. F. Avaliação dos gastos das famílias com a assistência médica no Brasil: o caso dos planos de saúde. *Revista de Administração Pública*, v. 37, n. 4, p. 859-897, jul./ago. 2003.

PORTO, S. M.; SANTOS, I. S.; UGÁ, M. A. D. An analysis of health services utilisation, by financing system. *Ciência e Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 11, n. 4, 2006.

PRADHAN, M.; PRESCOTT, N. Social risk management options for medical care in Indonesia. *Health Economics*, v. 11, p. 431-446, 2002.

RAMOS, L. *O desempenho recente do mercado de trabalho brasileiro: tendências, fatos estilizados e padrões espaciais*. Ipea, jan. 2007 (Texto para discussão, n. 1.255).

RANSON, M. K. Reduction of catastrophic health care expenditures by a community-based health insurance scheme in Gujarat, India: current experiences and challenges. *Bulletin of the World Health Organisation*, v. 80, n. 8, p. 613-621, 2002.

RUSSELL, S. The economic burden of illness for households in developing countries: a review of studies focusing on malaria, tuberculosis, and human immunodeficiency virus/acquired immunodeficiency syndrome. *American Journal of Tropical Medicine and Hygiene*, v. 71, Supp. 2, p. 147-155, 2004.

SILVEIRA, F. G.; OSÓRIO, R. G.; PIOLA, S. F. Os gastos das famílias com saúde. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 7, n. 4, p. 719-731, 2002.

SILVEIRA, F. G.; TOMICH, F.; VIANNA, S. W.; MAGALHÃES, L. C. G. *Dimensão, características e evolução do gasto familiar com assistência à saúde no Brasil*. Brasília: Ipea, Diretoria de Estudos e Políticas Setoriais, 2001 (Nota Técnica).

UGÁ, M. A.; SANTOS, I. S. Uma análise da progressividade do financiamento do Sistema Único de Saúde (SUS). *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 22, n. 8, p. 1.597-1.609, ago. 2006.

WAGSTAFF, A.; VAN DOORSLAER, E. *Paying for health care – quantifying fairness, catastrophe, and impoverishment: with applications to Vietnam 1993-1998*. Washington, Nov. 2001 (World Bank Policy Research Working Paper, n. 2.715).

\_\_\_\_\_. *Catastrophe and impoverishment in paying for health care: with applications to Vietnam 1993-1998*. *Health Economics*, v. 12, Issue 11, p. 921-933, 2003.

WYSZEWIANSKI, L. Financially catastrophic and high-cost cases: definitions, distinctions, and their implication for policy formulation. *Inquiry*, v. 23, p. 382-394, 1986.

XU, K. *Distribution of health payments and catastrophic expenditures – methodology*. Genebra: WHO, 2005 (Discussion paper, n. 2, EIP/HSF).

XU, K.; EVANS, D. B.; KAWABATA, K.; ZERAMDINI, R.; KLAVUS, J.; MURRAY, C. J. L. Household catastrophic health expenditure: a multicountry analysis. *The Lancet*, v. 362, p. 111-116, July 2003.

## ANEXO

TABELA A.1

### Gasto médio mensal com medicamentos das famílias por décimos de renda, para as famílias com gasto não-nulo e positivo<sup>a</sup> em saúde

(Em R\$ de janeiro de 2003)<sup>b</sup>

Décimo	1987-1988	1995-1996	2002-2003
1°	4,00	4,90	4,66
2°	5,49	7,11	5,16
3°	5,95	8,13	7,35
4°	7,69	9,31	8,37
5°	8,45	10,18	9,85
6°	10,79	11,73	11,40
7°	12,81	14,15	14,66
8°	13,91	16,31	16,44
9°	16,96	20,49	22,19
10°	23,95	26,65	37,89
Total	11,18	13,39	14,48

Fonte: IBGE/POFs de vários anos.

Elaboração dos autores a partir dos microdados.

<sup>a</sup> Foram consideradas no cálculo somente as famílias cujo gasto com saúde foi maior que zero.

<sup>b</sup> Deflacionados pelo INPC-A. Valores referentes às nove RMs, mais a área urbana do DF e do município de Goiânia.

TABELA A.2

**Gasto médio mensal com planos de saúde das famílias por décimos de renda, para as famílias com gasto não-nulo e positivo em saúde**(Em R\$ de janeiro de 2003)<sup>a</sup>

Décimo	1987-1988	1995-1996	2002-2003
1°	0,05	0,68	1,90
2°	0,15	0,83	0,64
3°	0,24	1,77	0,84
4°	0,64	3,12	3,47
5°	1,07	5,14	5,48
6°	1,58	7,61	6,75
7°	2,32	13,15	7,99
8°	4,87	15,94	16,23
9°	8,80	24,82	32,75
10°	20,26	50,93	62,53
Total	4,14	13,41	15,05

Fonte: IBGE/POFs de vários anos.

Elaboração dos autores a partir dos microdados.

<sup>a</sup> Deflacionados pelo INPC-A. Valores referentes às nove RMs, mais a área urbana do DF e do município de Goiânia.

TABELA A.3

**Tamanho médio da família por décimos de renda domiciliar *per capita* (total das famílias<sup>a</sup>)**

(Em %)

Décimo	1987-1988	1995-1996	2002-2003
1°	5,32	4,93	4,52
2°	4,91	4,53	4,34
3°	4,54	4,02	4,06
4°	4,32	3,83	3,71
5°	4,30	3,87	3,51
6°	3,99	3,70	3,45
7°	3,84	3,56	3,24
8°	3,66	3,35	3,19
9°	3,52	3,28	3,03
10°	3,17	2,79	2,53
Total	4,07	3,70	3,46

Fonte: IBGE/POFs de vários anos.

Elaboração dos autores a partir dos microdados.

<sup>a</sup> Tamanho médio das famílias considerando-se também as famílias com gasto nulo em saúde.

## **PADRÕES DE GASTO DAS FAMÍLIAS COM TRANSPORTES URBANOS NO BRASIL METROPOLITANO – 1987-2003**

Matheus Stivali

Alexandre de Ávila Gomide

### **1 INTRODUÇÃO**

Para a população que vive nas grandes cidades, a mobilidade cotidiana e o acesso aos meios de transporte são necessidades essenciais à realização da maioria de suas atividades econômicas e sociais. O consumo de bens e serviços de transporte é, por natureza, intermediário, isto é, derivado da necessidade de acessar/consumir outros bens e serviços, como também de trabalhar ou procurar trabalho. Dessa maneira, o acesso a meios de transporte tem impacto direto sobre o bem-estar das famílias; mas, nas famílias com menores rendimentos, a impossibilidade de acesso, devido à falta de oferta ou à incapacidade de pagar pelos serviços de transportes, tem efeitos mais pronunciados, impedindo uma participação plena na sociedade, uma vez que restringe o acesso ao local de trabalho ou às oportunidades de emprego, educação e equipamentos urbanos básicos (postos de saúde, escolas etc.).

No Brasil, esse quadro é agravado pela forma de ocupação e organização do espaço nas cidades. As áreas dinâmicas, que concentram a maioria dos postos de trabalho, em geral estão localizadas nas áreas urbanas centrais, e as residências da população de baixa renda concentradas nas periferias. Essa forma de ocupação do espaço impõe àquelas famílias maiores necessidades de deslocamento, em especial para ir ao trabalho. Além disso, trata-se de um obstáculo adicional para a população desempregada das periferias encontrar emprego. Conforme observa Rolnik (2006, p. 200): “A crise atual do modelo de mobilidade urbana que atinge sobretudo as metrópoles é um dos sintomas das deseconomias externas provocadas por este modelo [de organização das cidades]”.

Este trabalho investiga a evolução das despesas com serviços de transportes urbanos nos orçamentos das famílias, a partir dos microdados de três edições da

Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), realizadas nos períodos 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. O nosso objetivo é avaliar como as despesas em questão variam nos diferentes estratos de renda e por regiões ao longo do tempo. Diferentemente de outros trabalhos sobre o tema, que basicamente abordam a questão da oferta, este procura analisar o problema da demanda por transporte urbano, coletivo ou individual, evidenciando as mudanças nos padrões de gasto e de consumo das famílias nas principais regiões metropolitanas (RMs) brasileiras com esse item essencial.

O escopo geográfico adotado, aqui chamado de “Brasil metropolitano”, corresponde às 11 regiões cobertas pelas duas primeiras edições da POF,<sup>1</sup> o que torna possível comparar os dados ao longo do tempo e explorar as diferenças dos padrões de gasto entre as regiões. A abrangência temporal é especialmente importante para a análise, pois os anos 1990 foram marcados por significativas transformações socioeconômicas, implicando o aumento da motorização individual e o surgimento dos serviços de transportes alternativos. O período se distingue também pelo declínio acentuado na demanda por serviços de ônibus urbanos, principal forma de transporte motorizado nas RMs. Acrescente-se ainda que, em um período caracterizado pelo controle da inflação, observa-se acelerada evolução dos preços dos serviços de transportes urbanos. Segundo o IBGE, entre janeiro de 2000 e dezembro de 2005 a inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) acumulou 62,67% de variação, enquanto o INPC para o grupo transportes acumulou uma variação de 83,22% e o INPC para o subgrupo transporte público acumulou uma variação de 93,62%.<sup>2</sup>

Este capítulo está organizado em mais cinco seções. A seção 2 revê três trabalhos que estudaram a participação das despesas com transportes urbanos nos orçamentos das famílias no Brasil. A seção 3 define conceitos e aspectos metodológicos usados aqui. A quarta seção faz o dimensionamento das despesas com transportes urbanos no orçamento das famílias do Brasil metropolitano e investiga as causas da mudança do peso dessas despesas no período investigado. A seção 5 analisa as diferenças entre as regiões e os modos de transporte das despesas com os serviços. A seção 6 faz as considerações finais.

1. As RMs de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, o município de Goiânia e Brasília (DF).

2. Dados disponíveis em: < [www.sidra.ibge.gov.br](http://www.sidra.ibge.gov.br)>.



## 2 REVISÃO DE ESTUDOS ANTERIORES

Três esforços de avaliação do impacto das despesas com transportes urbanos sobre o orçamento das famílias brasileiras foram realizados respectivamente pela Associação Nacional de Transportes Públicos (ANTP), em 1980, por Andrade (2000) e pelo Instituto de Desenvolvimento e Informação em Transportes (Itrans), em 2004. Ao tratarem de períodos diferentes e recorrerem a bases de dados similares às aqui utilizadas, esses estudos fornecem um panorama apropriado do conhecimento produzido até agora. O objetivo desta seção é, assim, rever esses três estudos e sumarizar as evidências já encontradas para confrontá-las com os resultados obtidos neste trabalho.

Primeiro esforço para a compreensão do impacto das despesas com transportes sobre o orçamento das famílias, o estudo desenvolvido pela ANTP (1980) concentra-se nas RMs de São Paulo e Rio de Janeiro. Recorre a várias fontes de dados geradas ao longo dos anos 1970, entre elas o Estudo Nacional de Despesa Familiar (Endef).<sup>3</sup> Para aquele período o estudo conclui que os usuários do transporte público destinavam parcelas cada vez maiores de seus rendimentos para realizar “os deslocamentos necessários a suas atividades cotidianas” (ANTP, 1980, p. 69). A causa apontada é que, para o período analisado, enquanto a renda média dos usuários perdia valor real, as tarifas aumentavam em termos reais, pressionando o orçamento das famílias. A necessidade decorrente de ajuste no orçamento familiar levaria as famílias a substituir o meio de transporte (realizando mais deslocamentos a pé), reduzir o número de viagens/deslocamentos e as despesas com outros itens.

Um outro trabalho revisado, o de Andrade (2000), examina a participação das despesas com serviços de utilidade pública no orçamento familiar e estima elasticidade rendimento-despesa para cada agregado estudado a partir de dados da POF de 1995-1996. Esse estudo aponta que, entre os serviços de utilidade pública nas regiões cobertas por aquela edição da POF, as despesas com transportes urbanos representam o maior peso nas despesas correntes médias, e, entre as despesas com transportes urbanos, as despesas com ônibus eram as mais importantes. Bastante detalhado, o trabalho investiga as variações nos dispêndios com serviços de utilidade pública nos diferentes estratos de renda e nas diversas regiões cobertas pela POF de 1995-1996, e encontra uma variabilidade significativa dos dispêndios, tanto devido à variação da renda quanto às especificidades regionais.

O terceiro estudo, específico sobre problemas de mobilidade da população urbana das populações de baixa renda (ITRANS, 2004), gerou dados primários,

3. Realizado em 1974-1975, o Endef foi a primeira pesquisa de orçamentos familiares produzida pelo IBGE. Cobriu todo o território nacional, exceto a área rural da região Norte.

indo a campo durante o ano de 2003 nas RMs de Recife, Belo Horizonte, Rio de Janeiro e São Paulo. Realizou-se em duas frentes, uma qualitativa, a partir da técnica de grupos focais, a outra quantitativa, mediante uma pesquisa de amostragem domiciliar. A pesquisa considerou somente famílias com renda familiar de até três salários mínimos (SMs), por entender que estas apresentam os maiores problemas de mobilidade, já que são sub-representadas entre os usuários do transporte público e possuem poucas alternativas de transporte motorizado.

Os resultados encontrados na parte quantitativa da pesquisa colocam os dispêndios com transportes públicos como o terceiro agregado mais importante de despesa nas RMs de Recife, Rio de Janeiro e São Paulo e como o quarto principal agregado na de Belo Horizonte. Destaca-se que cerca de 40% das famílias entrevistadas não gastavam nada com transporte por semana e, entre as que gastavam, era grande o peso desse item no orçamento: a despesa média variava entre 15% e 22% da renda familiar (ITRANS, 2004, p. 20). Na parte qualitativa, o relatório aponta que, segundo a percepção dos entrevistados, a causa da baixa mobilidade é o orçamento restrito das famílias frente às tarifas dos serviços de transporte, o que afeta negativamente as possibilidades de procura por trabalho e o entretenimento.

### 3 DEFINIÇÕES E ASPECTOS METODOLÓGICOS

#### 3.1 Definições

Como as análises deste trabalho se baseiam em dados provenientes da POF do IBGE, os conceitos empregados aqui coincidem com os definidos por esta instituição.

A unidade de análise considerada é a “unidade de consumo”, abrangendo, em cada domicílio pesquisado, um único morador ou um conjunto de moradores que compartilham a mesma fonte de alimentação ou compartilham as despesas com moradia. Pode haver mais de uma unidade de consumo por domicílio. Neste trabalho os termos *unidade de consumo* e *família* serão usados indistintamente. A classificação das famílias em estratos de renda foi feita em ordem crescente de renda familiar *per capita*, com decis calculados para as RMs como um todo, para as análises da seção 4 e com decis específicos para cada RM, para gerar as tabelas do anexo B.

Segundo o IBGE, a POF de 2002-2003 define as despesas de transporte como:

Despesas habituais com transporte urbano tais como: ônibus, táxi, metrô, trem, barca e transporte alternativo. Inclui também despesas com gasolina e álcool para veículo próprio, manutenção de veículo

próprio, aquisição de veículo e despesas com viagens (avião, ônibus etc.). Na linha “outras”, estão agregadas despesas como: estacionamento, pedágio, acessórios para veículos e seguro obrigatório (2004, p. 28).

Exceto pelas despesas com “aquisição de veículo”, esta será a definição adotada neste trabalho quando se referir a despesas com transporte. O item aquisição de veículo foi excluído da análise por consistir na compra de um bem durável, que segue uma lógica de consumo diferente da de outros serviços aqui considerados.

As despesas com transporte urbano são definidas como um subconjunto do agregado transporte, seguindo a classificação do plano tabular do IBGE, correspondendo às despesas com os serviços de transporte urbano: ônibus, táxi, metrô, trem, barca, transporte alternativo e outros. Todos os itens agregados sob tais rubricas estão listados no anexo A deste trabalho.

São consideradas, ao longo do texto, as despesas específicas com transporte em termos relativos à sua participação nas despesas correntes, correspondentes ao total despendido em consumo e impostos pelas famílias (IBGE, 2004, p. 26). Esse tipo de análise é uma das formas usuais na literatura de se avaliar o impacto das despesas com transporte sobre o orçamento das famílias (ver KRANTON, 1991, p. 17). Adicionalmente, as despesas correntes podem ser entendidas como o resultado das decisões de consumo das famílias para manter o padrão de vida habitual tendo em vista as restrições orçamentárias, de forma que o peso relativo representaria o comprometimento orçamentário correspondente a cada item/grupo de consumo para manter tal padrão de vida.

Especificamente, quanto aos serviços de transporte urbano, quando se utilizam as despesas como medida de consumo supõe-se implicitamente que tais despesas estão altamente correlacionadas a alguma medida física de consumo de transporte, como o número de viagens realizadas entre uma origem e um destino.

### 3.2 Base de dados

Recorre-se, para as análises, a três edições da POF – a de 1987-1988, de 1995-1996 e de 2002-2003 – entre as quais existem diferenças quanto à cobertura geográfica, à classificação e ao agrupamento das despesas, o que faz necessário proceder a algumas modificações a fim de tornar os dados compatíveis/comparáveis. Essas modificações são listadas a seguir:

- As duas primeiras edições da POF cobriram 11 regiões – as 9 RMs mencionadas (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre) mais o município de Goiânia e Brasília (DF) –,

enquanto a última edição teve cobertura nacional.<sup>4</sup> Na POF de 2002-2003 foram selecionadas apenas as unidades de consumo situadas nas áreas geográficas cobertas pelas duas primeiras edições da pesquisa, resultando em amostras de: 13.707 unidades de consumo na POF de 1987-1988, 16.060 unidades de consumo na POF de 1995-1996 e 7.245 unidades de consumo na POF de 2002-2003.

- A POF de 1987-1988 e a de 1995-1996 investigam apenas receitas e despesas monetárias das unidades de consumo, enquanto a POF de 2002-2003 reporta valores de renda e despesas não-monetárias, além de um valor estimado para o aluguel dos domicílios cuja condição de ocupação era diferente de alugado. Para tornar os valores de receitas e despesas comparáveis não foram considerados nem despesas e receitas não-monetárias, nem o aluguel estimado.

- No plano tabular das duas primeiras edições da pesquisa, as despesas correspondentes ao pagamento de INSS dos trabalhadores domésticos são contabilizadas no agregado habitação. Adotou-se para estas a classificação da última POF, com as despesas sendo contabilizadas no agregado outras despesas correntes.<sup>5</sup>

- Nas duas primeiras edições da POF, as despesas com aquisição de veículo eram incluídas no agregado aumento do ativo, à parte de despesas correntes, enquanto no plano tabular da POF de 2002-2003 essas despesas são contabilizadas no agregado transporte. Adotou-se aqui a classificação das duas primeiras edições da POF, com a aquisição de veículo contabilizada no agregado aumento do ativo.

#### **4 DIMENSIONAMENTO DAS DESPESAS COM SERVIÇOS DE TRANSPORTE URBANO NO BRASIL METROPOLITANO**

A importância dos transportes na vida da população urbana se reflete no orçamento das famílias através da elevada participação das despesas com esse grupo no total das despesas correntes. Na tabela 1, pode-se observar que as despesas médias com o agregado transporte correspondiam ao terceiro grupo de maior peso no orçamento das famílias, na primeira edição da POF, sendo superados apenas pelos agregados alimentação e habitação. Nas duas edições seguintes da pesquisa esse agregado passou a ser o quarto grupo de maior peso nas despesas correntes, sendo superado também pelo agregado outras despesas correntes.

Realizando uma comparação apenas entre os serviços de utilidade pública, para as três edições da POF, obtemos a tabela 2, na qual se observa que o peso desses gastos nas despesas correntes aumenta ao longo do tempo. O aumento mais expressivo se dá

4. As regiões investigadas em cada edição da POF podem ser conferidas em IBGE (1997, p. 14; 2004, p. 36-37).

5. Esse agregado corresponde às despesas com impostos pagos, contribuições trabalhistas, serviços bancários, pensões, mesadas, doações e previdência privada. Para uma descrição mais detalhada, ver IBGE (2004, p. 30).

TABELA 1

**Brasil metropolitano: participação dos grandes agregados de despesa na despesa corrente média**

(Em%)

	1987-1988	1995-1996	2002-2003
Despesas correntes	100,00	100,00	100,00
Alimentação	22,16	20,45	18,70
Habituação	18,55	25,12	23,44
Vestuário	11,29	5,78	5,06
Transporte	13,08	12,07	13,12
Higiene	1,67	1,66	2,05
Saúde	6,29	8,00	6,91
Educação	3,16	4,26	5,50
Cultura	3,76	3,09	3,02
Fumo	1,32	1,23	0,67
Serviços pessoais	1,36	1,43	1,19
Despesas diversas	4,73	4,32	3,09
Outras despesas correntes	12,62	12,58	17,24

Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

TABELA 2

**Brasil metropolitano: participação da despesa média familiar com serviços de utilidade pública na despesa corrente**

(Em %)

Serviços	1987-1988	1995-1996	2002-2003
Saneamento <sup>a</sup>	0,60	1,16	1,00
Energia elétrica	1,65	2,60	2,90
Telefonia	0,92	2,08	4,16
Transporte urbano	2,78	3,83	3,95
Ônibus <sup>b</sup>	2,11	3,20	3,04
Trem	0,05	0,05	0,08
Táxi	0,44	0,38	0,31
Metrô	0,06	0,11	0,20
Transporte alternativo	-	0,01	0,17
Outras despesas de transporte urbano <sup>c</sup>	0,12	0,08	0,16
Total	5,95	9,67	12,01

Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

<sup>a</sup> Despesas com serviços de água e esgoto.

<sup>b</sup> Essas despesas correspondem às despesas com ônibus urbano, ônibus intermunicipal e interestadual.

<sup>c</sup> Outras despesas agrupadas em transporte urbano segundo o plano tabular da POF-IBGE, ver anexo A.

nos dispêndios com telefonia,<sup>6</sup> que passaram a pesar mais que os serviços de transporte urbano. Contudo, os gastos com transporte urbano também aumentaram seu peso no orçamento, continuando a ser um item de desembolso importante.

A evolução da participação do agregado transporte nas despesas correntes, entre 1987-1988 e 2002-2003, ocorreu com mudanças, em direções opostas, da participação de seus principais componentes: as despesas com os serviços de transporte urbano aumentaram seu peso, passando de 2,78% na POF de 1987-1988 para 3,95% na POF de 2002-2003, enquanto as despesas com “veículo próprio” (despesas relacionadas ao uso de automóveis: gasolina – veículo próprio; álcool – veículo próprio; e manutenção – veículo próprio) apresentaram redução, passando de 7,45%, na primeira pesquisa, para 6,09% na última. Essa evolução diferenciada resultou na mudança da composição do agregado ao longo do tempo, o que pode ser observado na tabela 3.

TABELA 3

**Brasil metropolitano: distribuição das despesas com transporte segundo seus componentes**  
(Em %)

	1987-1988	1995-1996	2002-2003
Transporte	100,00	100,00	100,00
Transporte urbano	21,24	31,73	30,14
Ônibus	16,16	26,51	23,20
Trem	0,39	0,44	0,60
Táxi	3,34	3,12	2,33
Metrô	0,43	0,93	1,49
Transporte alternativo	-	0,09	1,30
Outras despesas de transporte urbano <sup>a</sup>	0,92	0,65	1,22
Despesas com veículo próprio	56,95	41,55	46,40
Gasolina	22,51	17,64	30,67
Álcool	10,44	5,73	2,61
Manutenção	24,01	18,18	13,11
Viagens	15,72	12,18	13,45
Outras despesas de transporte	6,09	14,54	10,02

Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

<sup>a</sup> Outras despesas agrupadas em transporte urbano segundo o plano tabular da POF-IBGE. Ver anexo A.

6. Há dois fatores que contribuíram para o aumento da participação das despesas com telefonia: o aumento da disponibilidade dos serviços fixo e móvel ao longo do período, com aumento do número de consumidores; e a evolução dos preços do setor, fortemente influenciados pelo comportamento do câmbio; sobre esse ponto ver Saintive e Chacur (2006, p. 46-51).

Parte dessa mudança na composição das despesas pode ser atribuída a alterações na oferta dos serviços de transporte urbano. Este seria o caso do metrô, que apresenta aumento de participação nas despesas correntes onde há expansão da malha (São Paulo, por exemplo) e onde há a instalação do serviço (Brasília, por exemplo); há também crescimento do transporte alternativo/informal, a partir da segunda metade dos anos 1990, com elevação dessas despesas entre 1995-1996 e 2002-2003.

A renda é um dos principais determinantes do consumo, e, no caso dos transportes urbanos, além de influenciar o consumo diretamente, ela o faz também indiretamente, como determinante da posse ou não de veículo próprio, que seria usado alternativamente aos serviços de transporte urbano. Para investigar a renda como fonte de variabilidade, as famílias foram agrupadas em décimos de renda *per capita*, com suas despesas no grupo transporte e seus principais componentes, transportes urbanos e veículo próprio,<sup>7</sup> mostradas na tabela 4.

TABELA 4

**Brasil metropolitano: participação do grupo de gasto na despesa corrente média de cada estrato de renda**

(Em %)

Décimo	Transporte			Transporte urbano			Veículo próprio <sup>a</sup>		
	1987-1988	1995-1996	2002-2003	1987-1988	1995-1996	2002-2003	1987-1988	1995-1996	2002-2003
10% mais pobres	8,00	10,19	10,97	6,15	8,19	7,39	1,21	1,15	2,55
2°	8,85	11,25	12,33	6,13	8,64	8,67	1,70	1,84	2,30
3°	8,67	12,22	12,79	5,57	7,81	7,94	2,19	3,00	3,47
4°	9,98	12,61	14,73	5,25	7,70	7,79	3,56	3,75	5,25
5°	10,97	11,79	12,51	4,65	7,22	6,15	4,98	3,06	4,82
6°	11,81	12,15	13,66	3,96	6,06	5,86	6,29	4,43	6,14
7°	12,39	12,58	14,72	3,28	4,42	5,27	7,44	6,17	6,86
8°	14,10	13,22	13,65	2,58	3,80	3,82	9,14	6,41	7,23
9°	15,76	12,12	14,45	1,79	2,53	2,53	11,11	6,01	7,79
10% mais ricos	14,32	11,63	11,71	1,02	1,04	1,39	8,26	5,28	5,99

Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

<sup>a</sup> Despesas com gasolina – veículo próprio; álcool – veículo próprio e manutenção – veículo próprio.

7. Despesas relacionadas ao uso de automóveis, ou seja, combustível e manutenção básica.

O aumento do peso das despesas com o agregado transporte nas despesas correntes, entre 1987-1988 e 2002-2003, ocorre em praticamente todos os décimos de renda, exceção feita aos três décimos com maior renda, em que a participação já era bastante alta na POF de 1987-1988, reduzindo-se nas duas edições seguintes da pesquisa. Observa-se que em 1987-1988 a participação das despesas com esse agregado crescia com o aumento da renda, o que não ocorre nas edições seguintes da pesquisa, com a participação das despesas médias por décimos não divergindo significativamente da média geral da população apresentada na tabela 1.

Quanto às despesas com serviços de transporte urbano, observa-se que elas aumentam sua participação nas despesas correntes ao longo do tempo, com exceção do primeiro, do quinto e do sexto décimo de renda que apresentam uma redução entre 1995-1996 e 2002-2003. Observando-se o seu comportamento ao longo da distribuição de renda, essas despesas diminuem de peso ao se passar aos estratos com maiores rendimentos. Isso ocorre porque, ao se considerarem famílias com renda maior, as despesas com serviços de transporte urbano aumentam em um ritmo menor que o total das despesas correntes, fazendo com que a participação decresça.

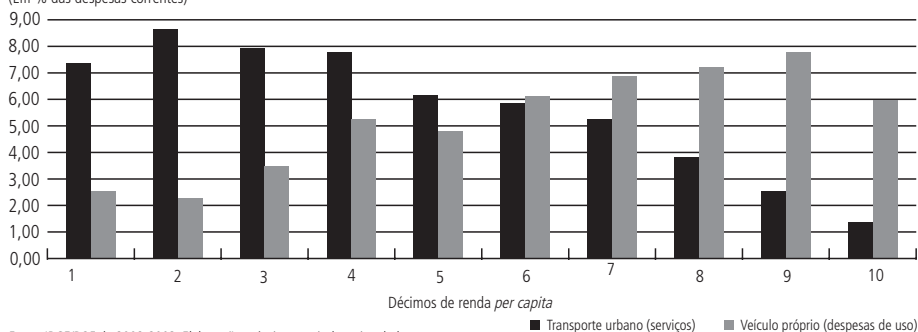
Adicionalmente, as famílias com maior renda passam a possuir automóveis que suprem as necessidades de deslocamento, substituindo em grande parte os serviços de transporte urbano; a intensificação dos deslocamentos com veículo próprio por essas famílias pode ser notada no gráfico 1, com o aumento da participação das despesas, essencialmente relacionadas ao uso do veículo, nos décimos de renda mais alta.

Quanto à evolução temporal das despesas com veículo próprio (tabela 4), observa-se que entre os dois últimos períodos há um crescimento dessas despesas para todos os décimos de renda. Tal constatação reflete o fenômeno verificado em

GRÁFICO 1

### Brasil metropolitano: participação nas despesas correntes – serviços de transporte urbano e uso de veículo próprio – 2002-2003

(Em % das despesas correntes)



Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.



outras pesquisas de substituição do transporte coletivo pelo individual. Segundo relatório da Associação Nacional das Empresas de Transportes Urbanos (NTU), os principais motivos dessa substituição podem se encontrar no alto preço da tarifa e na baixa qualidade do transporte coletivo por ônibus *vis-à-vis* a aquisição e o uso dos veículos de transporte individuais nos últimos tempos (ver NTU, 2006).

Ao analisar os dados da POF de 1995-1996, Andrade (2000, p. 67-68) alerta que os resultados (como os da tabela 4, por exemplo) são fortemente influenciados pela grande quantidade de observações (unidades de consumo) que apresentam despesa zero nos itens/grupos de consumo estudados. Isso ocorre nas três edições da POF aqui consideradas; pode-se observar, na tabela 5, a proporção de famílias em cada décimo de renda que reporta despesa zero para transporte urbano, veículo próprio e para esses dois agregados simultaneamente. Conforme é apontado por Deaton e Irish, esse é um fenômeno comum em pesquisas que medem orçamentos familiares,<sup>8</sup> normalmente mais pronunciado para alguns itens (fumo e

TABELA 5

**Brasil metropolitano: proporção de famílias do estrato de renda que apresentam despesa zero no grupo de despesa**

Décimo	Transporte urbano			Veículo próprio <sup>a</sup>			Transporte urbano e veículo próprio		
	1987-1988	1995-1996	2002-2003	1987-1988	1995-1996	2002-2003	1987-1988	1995-1996	2002-2003
10% mais pobres	26,32	35,13	37,82	93,68	92,88	82,35	25,32	32,01	31,14
2°	19,47	25,77	28,82	90,17	90,64	80,62	17,80	22,55	22,02
3°	17,46	34,39	28,09	89,01	87,39	79,31	15,12	29,06	22,23
4°	15,08	27,42	30,97	81,14	79,97	74,40	10,55	20,43	23,26
5°	15,58	23,88	33,33	73,82	77,79	67,56	9,29	16,54	22,05
6°	13,89	26,06	32,95	66,30	67,68	58,01	7,20	16,07	17,64
7°	16,31	29,42	26,86	52,48	55,96	55,84	6,25	13,11	14,43
8°	21,78	31,22	32,13	45,69	47,35	47,72	6,67	13,43	14,88
9°	26,27	37,51	39,10	28,23	34,39	35,75	2,50	7,57	12,28
10% mais ricos	31,10	49,98	47,65	18,35	22,46	27,90	2,44	8,43	8,55

Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

<sup>a</sup> Despesas com gasolina – veículo próprio; álcool – veículo próprio e manutenção – veículo próprio.

8. Os dois autores levantam algumas possíveis causas para o fenômeno: "Firstly, the additional zeroes can result from false reporting by either the respondent or the enumerator, the latter being an important consideration in considering surveys from developing countries. Secondly, the additional zeroes may arise because purchases are made infrequently so that over the limited period of the survey, no purchase is recorded for some households, while others record purchases greater than the rate of consumption over the survey period" (DEATON; IRISH, 1984, p. 60).

álcool), o que torna difícil a identificação dos casos em que a despesa zero corresponde efetivamente ao não-consumo.<sup>9</sup>

Ressalvas feitas quanto a uma possível superestimação nas proporções da tabela 5, esta apresenta alguns padrões verossímeis que merecem ser ressaltados. Nos três períodos considerados, a proporção de famílias que não gastam com transporte urbano tem a forma de  $U$  ao longo da distribuição de renda, sendo maior para as famílias nas extremidades da distribuição e menor para as famílias dos estratos de renda média. Esse é um resultado esperado, já que as famílias com menor renda não têm capacidade financeira de pagar pelo serviço e as famílias com maior renda podem optar pelo transporte motorizado próprio/privado. Essa possibilidade é reforçada pela proporção de famílias que apresentam despesa zero com veículo próprio decrescer ao se considerar os estratos com maiores rendimentos.

#### 4.1 Evolução de preços e quantidades

Até aqui foi observado que as despesas com serviços de transporte urbano aumentaram em termos de participação nas despesas correntes para quase todos os décimos de renda do Brasil metropolitano (tabela 4) e que a proporção de famílias que reportam despesa zero também aumentou ao longo do tempo (tabela 5). Para entender as causas da elevação das despesas com transporte urbano é necessário lembrar que elas sintetizam as decisões sobre quais quantidades consumir, dados os preços que as famílias encontram no mercado. Dessa forma, um aumento nas despesas pode ser causado por um aumento de qualquer um desses fatores: aumento dos preços dos serviços e/ou das quantidades consumidas.

Dadas a natureza diversa dos serviços de transporte urbano e as características diferenciadas de oferta em cada RM, avaliar o que ocorreu com as quantidades de passageiros transportados no período é problemático. Entretanto, os dados de passageiros transportados pelo serviço de ônibus urbanos estão disponíveis junto à associação nacional de prestadores do serviço (NTU, 2004-2005), possibilitando o exame sobre quantidades para esse componente do agregado transporte urbano. Como os serviços de ônibus correspondem à principal forma de transporte motorizado da população urbana brasileira e também ao principal componente do agregado transporte urbano nas três edições da POF, considera-se que tal exame fornecerá um retrato representativo do comportamento das quantidades do agregado.

9. Não se fez aqui nenhuma tentativa de correção dos dados quanto a possíveis observações que registrassem despesa zero indevidamente, de forma que as despesas médias apresentadas neste trabalho podem estar subestimando os valores reais. Para os itens/grupos de despesa aqui considerados, esse problema parece ocorrer mais marcadamente nas despesas com veículo próprio, em que se observa elevada proporção de famílias, pertencentes aos décimos com maior renda *per capita*, sem despesa.

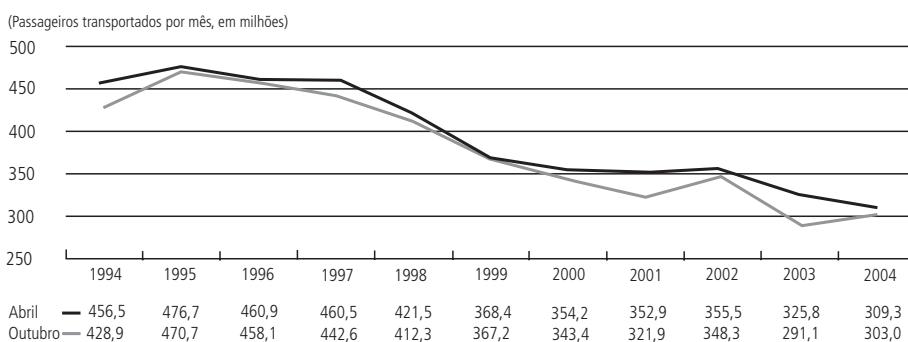
A segunda metade dos anos 1990 foi marcada por uma queda acentuada da demanda por serviços de ônibus, o que pode ser observado no gráfico 2, que mostra a evolução do número mensal de passageiros transportados, para dois meses de referência, ao longo de dez anos, para algumas das capitais brasileiras. A redução no número de passageiros transportados entre 1996 e 2003 foi de 29,31% tomando-se o mês de abril, ou de 36,45% se o mês de referência for outubro.

Essa queda substancial no número de passageiros transportados aponta que as famílias estão consumindo menos os serviços de ônibus, o que rejeita a hipótese do aumento da quantidade consumida como a causa do crescimento das despesas com esse item. Então, é necessário observar o que ocorreu com os preços dos serviços durante o período avaliado. Para isso se recorrerá aos dois índices gerados pelo IBGE,<sup>10</sup> que colhem preços nas mesmas regiões aqui consideradas.

A função primeira das POFs é a construção da estrutura de ponderação para esses índices, ou seja, a definição das quantidades nas cestas de consumo da população objetivo de cada índice (IBGE, 2005). Com a incorporação da estrutura de ponderação da POF de 1995-1996 aos índices, ocorre uma mudança nas séries em agosto de 1999, o que impossibilita a acumulação temporal dos índices (IBGE, 2005, p. 42), em razão do que se considera aqui apenas a evolução dos índices a partir do ano 2000.

Na tabela 6 se observa a evolução dos índices gerais, do grupo transportes, do subgrupo transporte público e do item ônibus urbano.

GRÁFICO 2  
Passageiros transportados por mês nas capitais brasileiras<sup>a</sup> por ônibus urbanos



Fonte: Anuário NTU (2004-2005, p. 5).  
<sup>a</sup> Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre e Goiânia.

10. O INPC, que tem o objetivo de refletir as variações de preços da cesta de consumo da população assalariada de baixos rendimentos, e o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), que mede as variações de preços ao nível do consumo pessoal, cobrindo acima de 90% das famílias residentes nas áreas urbanas – o IPCA também é usado, desde 1999, como referência para o regime de metas de inflação.

TABELA 6  
**Inflação anual, INPC e IPCA, índice geral e subníveis**  
 (Em %)

	Índice geral		Transportes		Transporte urbano		Ônibus	
	INPC	IPCA	INPC	IPCA	INPC	IPCA	INPC	IPCA
2000	5,27	5,97	10,58	12,09	7,17	7,72	7,31	7,87
2001	9,44	7,67	11,73	8,00	15,54	15,84	15,62	15,49
2002	14,74	12,53	10,68	9,97	11,72	13,28	12,69	12,06
2003	10,38	9,30	14,29	7,29	21,00	18,77	21,99	20,95
2004	6,13	7,60	7,58	10,99	4,72	4,68	4,74	4,74
2005	5,05	5,69	8,97	8,07	10,46	11,99	10,00	10,44
Acumulado (2000-2005)	62,67	59,59	83,22	71,32	93,62	96,81	96,51	95,32

Fonte: IBGE (www.sidra.ibge.gov.br).

Percebe-se que os dois índices captam a evolução dos preços, seja para o item transporte urbano (transporte público), seja para o subitem ônibus urbano, acima do índice geral. Ao avaliar a evolução das tarifas e dos preços administrados Saintive e Chacur (2006, p. 25) estudam quais desses preços têm o maior impacto/contribuição sobre o IPCA e apontam que, entre 1995 e 2005, as tarifas de ônibus urbano tiveram o maior impacto em cinco desses anos, com o terceiro maior impacto em outros cinco anos. Desse modo, o comportamento dos preços dos serviços de transporte e ônibus urbano apontam na direção de despesas crescentes, com a necessidade de as famílias realizarem dispêndios maiores para consumir uma mesma (ou decrescente) quantidade do serviço.

A queda do número de passageiros dos serviços de ônibus urbanos pode ser decorrência de outros fatores, como o citado aumento do uso dos meios individuais de transporte (inclusive da bicicleta, para as classes de menores rendimentos), do surgimento dos serviços de transporte alternativo (vans, peruas e outros). Para os mais pobres, especificamente, pelo aumento dos deslocamentos a pé (ver ITRANS, 2004; NTU 2006). Nesse sentido, atribui-se o aumento das viagens a pé e de bicicleta ao preço proibitivo da tarifa do transporte coletivo para os trechos curtos, pois a maioria das cidades adota a política de tarifa única.

## 5 DIFERENÇAS REGIONAIS

Nas seções anteriores, as regiões que compõem o Brasil metropolitano foram tratadas conjuntamente. Entretanto, as diferenças entre as regiões são grandes, com

a distribuição dos rendimentos e o custo de vida<sup>11</sup> variando significativamente de uma RM para outra. Essas diferenças somadas às formas específicas de uso e ocupação do solo urbano de cada região fazem com que o nível e a importância relativa das despesas com os serviços de transporte urbano difiram entre elas.

Nesta seção, as diferenças regionais dessas despesas são avaliadas, com seus principais componentes – ônibus, trens, metrô, táxis e alternativos – de forma a possibilitar o estudo de mudanças na composição das despesas ao longo do tempo, controlando as diferenças devidas à disponibilidade dos serviços em cada RM.

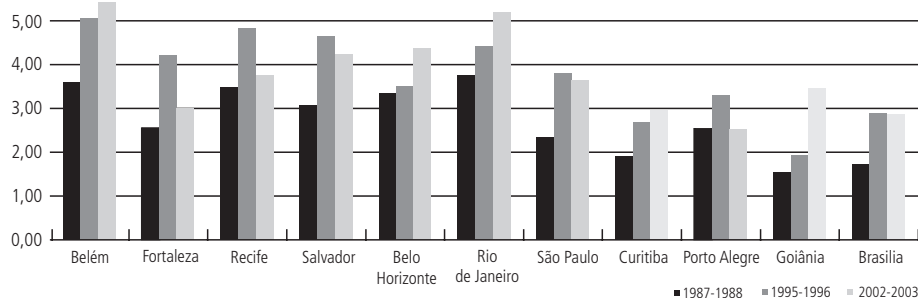
Ao analisar as despesas médias com transporte urbano na POF de 1995-1996, Andrade (2000) encontra diferenças significativas entre as RMs; no gráfico 3 observa-se que há variabilidade regional nas três edições da pesquisa aqui consideradas, com padrões de evolução temporal também diferenciados.

Observando-se essas despesas médias, percebe-se que entre 1987-1988 e 1995-1996 há um grande aumento na participação dos serviços de transporte urbano nas despesas correntes para todas as RMs, com um crescimento moderado apenas nas regiões de Belo Horizonte e Goiânia.

Entre 1995-1996 e 2002-2003, a evolução das despesas nas RMs foi mais heterogênea. Em Fortaleza, Recife, Salvador e Porto Alegre há reversão, ao menos em parte, do crescimento observado anteriormente; nesta última RM, as despesas médias com transportes urbanos, em termos de despesas correntes, voltaram praticamente ao mesmo nível de 1987-1988. Em São Paulo e Brasília, ocorre uma

GRÁFICO 3  
Participação da despesa com transporte urbano como proporção da despesa corrente média da região metropolitana

(Em % das despesas correntes)



Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

11. Ao comparar o custo de vida das mesmas 11 RMs aqui consideradas, Azzoni, Carmo e Menezes (2000) encontram diferenciais significativos entre elas, com tendência de aumento ao longo dos anos 1990.

modesta reversão, mas as despesas médias com transporte urbano praticamente mantêm o mesmo nível de participação nas despesas correntes. As regiões restantes – Belém, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Curitiba e Goiânia – apresentam aumento da participação dessas despesas, destacando-se as regiões de Belém e Rio de Janeiro, que apresentam os maiores níveis ao longo do período analisado. Observa-se ainda que a região de Goiânia apresentou o maior crescimento entre 1995-1996 e 2002-2003, embora permaneça como uma das regiões com menor despesa média.

O nível de participação das despesas com o agregado transporte urbano nos diferentes décimos de renda em cada RM é reportado na tabela 1, do anexo B. O comportamento das despesas ao longo da distribuição de renda, apreendido da análise das regiões em conjunto (tabela 4), se repete em cada uma individualmente, com a participação das despesas com serviços de transporte urbano nas despesas correntes reduzindo-se ao se considerarem os estratos com maiores rendimentos.

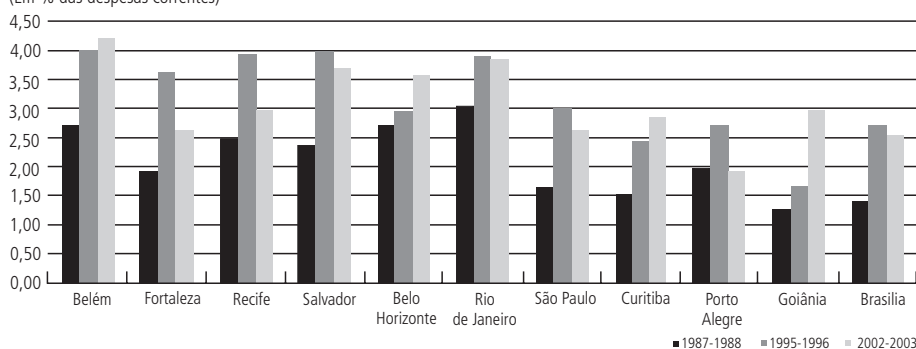
Como visto na seção anterior, as despesas com ônibus correspondem à maior parte das despesas com serviços de transporte urbano (tabelas 2 e 3). Dessa forma, as variações na participação das despesas com esses serviços, sejam ao longo da distribuição de renda, sejam ao longo do tempo, seguem em grande parte as mudanças nas despesas com ônibus.

Nesse sentido, notam-se no gráfico 4 e na tabela 2 do anexo B os mesmos padrões apontados anteriormente. Em geral, observa-se em 2002-2003 uma reversão das despesas médias com os serviços em relação ao período 1995-1996, com exceção das regiões de Belém, Belo Horizonte, Curitiba e Goiânia, que apresentaram aumento da participação dessas despesas. Entre as regiões analisadas, a

GRÁFICO 4

#### Participação da despesa com ônibus como proporção da despesa corrente média da região metropolitana

(Em % das despesas correntes)



Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

de Belém é aquela em que as despesas com ônibus pesam mais nos orçamentos das famílias, enquanto a de Porto Alegre é aquela em que pesam menos, conforme a edição da POF de 2002-2003. Destaca-se ainda que a RM de Curitiba, em que os serviços de transporte urbano são constituídos basicamente de serviços de ônibus – inexistindo serviços de trem, metrô e transporte alternativo – não apresenta participação muito mais elevada desse serviço que as outras regiões.

Os gráficos 5 e 6 referem-se aos serviços de transporte urbano de alta capacidade, trens e metrôs, que não existem em todas as RMs. Chama a atenção o crescimento da participação com esses serviços na RM de São Paulo em cada período pesquisado. No caso da RM do Rio de Janeiro, são os serviços de metrô

GRÁFICO 5  
Participação da despesa com metrô como proporção da despesa corrente média da região metropolitana

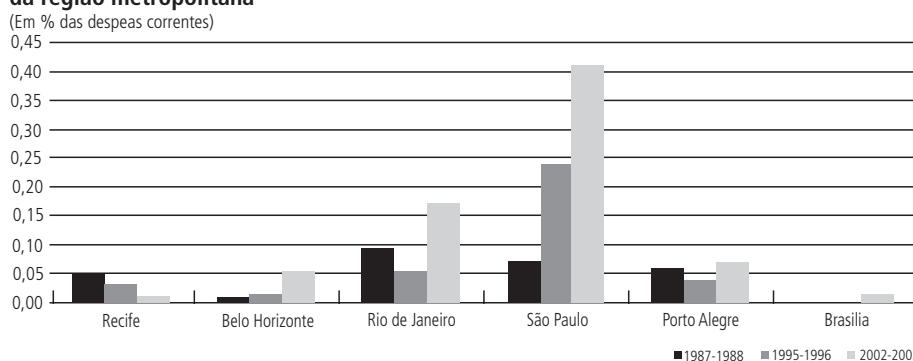
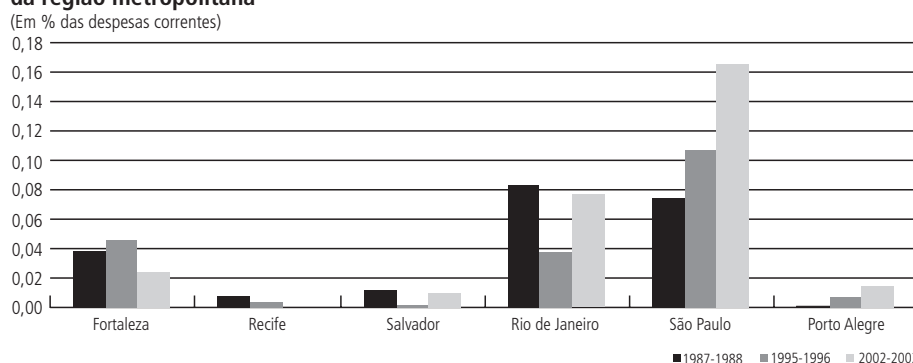


GRÁFICO 6  
Participação da despesa com trem como proporção da despesa corrente média da região metropolitana



que apresentam aumento relativo de peso, pois no caso do trem urbano as despesas voltaram, entre 2002 e 2003, praticamente aos mesmos níveis de 1987-1988. É possível notar ainda que a instalação do serviço de metrô em Brasília, onde a operação comercial iniciou em setembro de 2001, teve participação muito pequena nas despesas, conforme a POF de 2002-2003.

O gráfico 7 mostra a importância que os serviços chamados alternativos ou informais adquiriram. Conforme apontam Frederico, Netto e Pereira (1997, p. 422-423) a existência de formas de transporte irregulares não é nova, podendo ser percebida anteriormente, ao menos na RM de São Paulo, sob a forma de lotações. Esses autores apontam, entretanto, que a peculiaridade da expansão recente do serviço com vans e peruas se deve à existência de *uma nova modalidade de demanda, até então não observada: a de um modo de transporte intermediário entre o coletivo e o individual*.

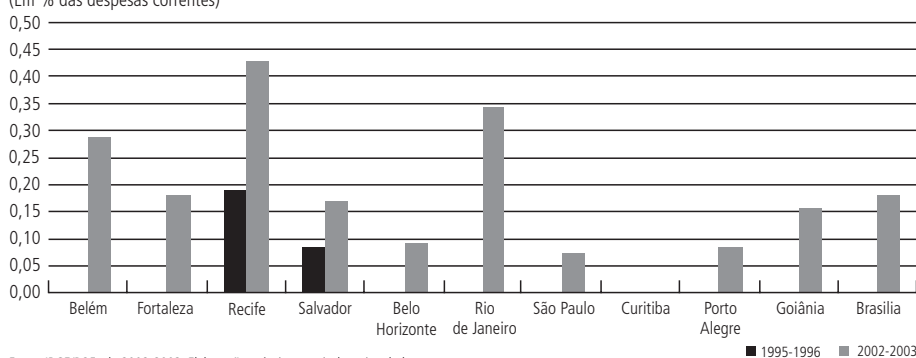
Se no período 1995-1996 a despesa com tais serviços não existia na maioria das regiões,<sup>12</sup> a pesquisa de 2002-2003 indica sua significância nas regiões pesquisadas, com exceção de Curitiba (onde tais serviços não existem).

O gráfico 7 corrobora ainda as observações anteriores sobre a ocorrência dos serviços de transporte alternativo/informal (NTU, 1999; 2001) que apontam a expansão desse tipo de serviço na maioria das grandes cidades brasileiras. Note-se que, como indicam os dados da POF de 2002-2003, esse serviço não foi eliminado em Belo Horizonte, mesmo com a reação das prestadoras de serviço oficiais e da

GRÁFICO 7

#### Participação da despesa com transporte alternativo como proporção da despesa corrente média da região metropolitana

(Em % das despesas correntes)



Fonte: IBGE/POFs de 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

12. Na POF de 1987-1988 esse item de despesa não foi reportado.



BHTrans contra o transporte informal/alternativo, reação que banuiu as vans em julho de 2001 (GOMIDE, 2004, p. 14). A tabela 5, no anexo B, mostra os dados de participação da despesa média com transporte alternativo, por faixas de renda, em cada região.

Por sua vez, o gráfico 8 mostra que a participação das despesas com serviços de táxi nas despesas correntes das famílias declinou ao longo do tempo em todas as regiões, exceto Rio de Janeiro. A tabela 6, no anexo B, mostra os dados de participação da despesa média com táxi, por faixas de renda, em cada RM.

No plano tabular da POE, há ainda outros itens de despesa agregados no grupo transporte urbano, os quais correspondem a despesas mostradas na tabela 7. Para o detalhamento desses itens, ver o anexo A.

Para completar a análise, é necessário avaliar a evolução nas RMs das despesas com veículo próprio, já que este é substituto aos serviços de transporte urbano. Embora a participação média das despesas com veículo próprio não apresente tendência clara ao serem considerados os três períodos, nota-se elevação da participação dessas despesas entre 1995-1996 e 2002-2003.

Adicionalmente ao analisar a participação das despesas com veículos próprios nos diferentes estratos de renda (tabela 7, no anexo B) percebe-se que, em todas as RMs, há aumento da participação dessas despesas nos décimos de menor renda *per capita*, destacando-se São Paulo, Curitiba, Goiânia e Brasília, que apresentam os níveis mais elevados. Embora não ofereça elementos conclusivos, a tabela 7 do anexo B permite levantar a hipótese de que, entre 1987-1988 e 2002-2003, ocorreu aumento do uso de automóveis por parte das famílias dos décimos de menor renda.

GRÁFICO 8  
**Participação da despesa com táxi como proporção da despesa corrente média da região metropolitana**  
 (Em % das despesas correntes)

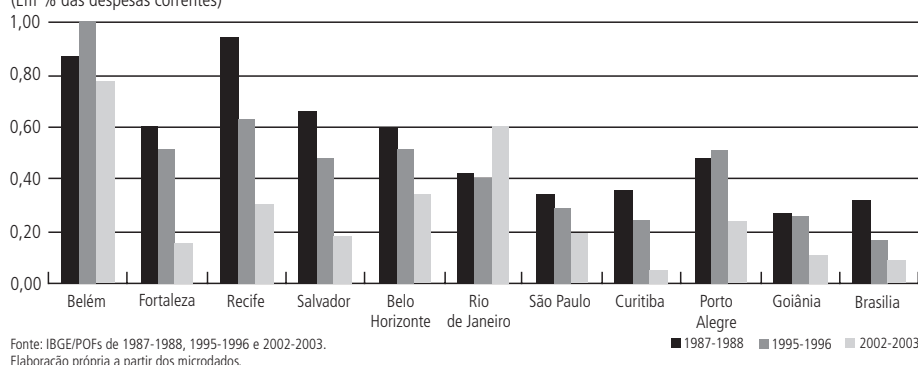


TABELA 7

**Participação da despesa média com outros itens de transportes urbanos nas despesas correntes**

(Em %)

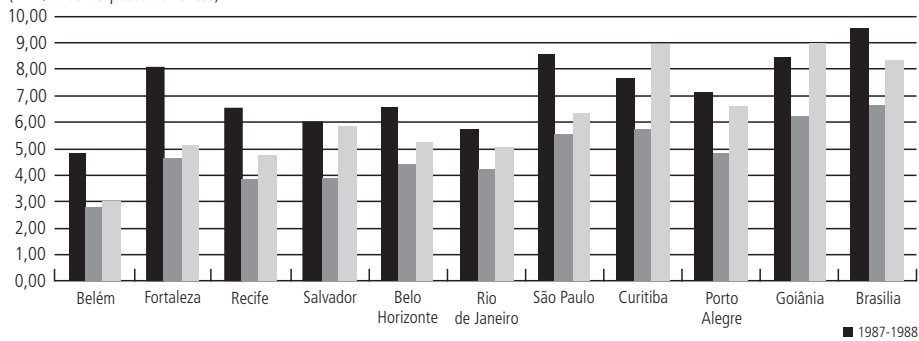
	1987-1988	1995-1996	2002-2003
Belém	0,02	0,04	0,18
Fortaleza	0,00	0,01	0,03
Recife	0,02	0,03	0,03
Salvador	0,02	0,09	0,18
Belo Horizonte	0,02	0,02	0,30
Rio de Janeiro	0,12	0,04	0,16
São Paulo	0,21	0,15	0,17
Curitiba	0,02	0,00	0,06
Porto Alegre	0,03	0,03	0,20
Goiânia	0,00	0,00	0,23
Brasília – DF	0,00	0,00	0,03

Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

GRÁFICO 9

**Participação da despesa com veículo próprio como proporção da despesa corrente média da região metropolitana**

(Em % das despesas correntes)



Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

**6 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

Este trabalho, a partir da análise dos dados das três edições da POF do IBGE (1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003), examinou a evolução das despesas com transporte nos orçamentos das famílias em RMs brasileiras, revelando aspectos significativos.

O primeiro deles indica que está em curso uma mudança do padrão de consumo das famílias brasileiras, principalmente para as famílias de menor renda, com a substituição do transporte coletivo pelo individual. Isso pode ser verificado pelo aumento das despesas com uso de veículos próprios, sobretudo das famílias pertencentes aos quatro primeiros décimos de renda. Ressalte-se que essas famílias constituem a parte expressiva da clientela do transporte coletivo. Ao mesmo tempo, o aumento das despesas com serviços de transporte alternativo para o período em análise indicou uma migração de parte da demanda dos tradicionais serviços de ônibus urbano para os serviços alternativos e informais de transporte nas regiões pesquisadas.

O segundo é que, pela última POF, o peso do item telefonia superou os transportes urbanos, que era o principal item de despesa das famílias em serviços públicos, tanto em 1987-1988, quanto em 1995-1996. Porém, pode-se afirmar que tal fenômeno se deveu à universalização do acesso aos serviços verificada nos últimos anos (ou seja, pelo aumento do consumo do item), ao contrário dos serviços de transportes urbanos, principalmente ônibus urbanos, que perderam parte expressiva da demanda nos últimos anos. Assim, o aumento das despesas com os serviços de transportes urbanos se deveu mais ao aumento das tarifas de ônibus urbanos, que cresceram acima da média da economia, do que ao aumento do consumo dos serviços.

O transporte urbano por ônibus ainda é o meio de transporte coletivo predominante da população das grandes cidades.<sup>13</sup> A análise aqui realizada corroborou as constatações de que as despesas com tais serviços são mais significativas para os estratos de rendimento mais baixos da população. Pelo fato de as POFs serem a base para a ponderação do cálculo dos índices de preços, infere-se que, ao permanecer a tendência atual de aumento real das tarifas de ônibus urbano, esta jogará contra índices mais contidos de inflação, com maior impacto sobre as famílias de menor renda.

Por último, mas não menos importante, a análise mostrou que as diferenças regionais são cada vez mais significativas, com o peso das despesas variando no orçamento das famílias de uma RM para outra. Tais diferenças podem ser explicadas por muitas hipóteses, desde a forma de organização socioespacial de cada RM até a política de regulação tarifária dos serviços de transporte adotada em cada município. No entanto, a formulação e o teste de tais hipóteses constituem tema para futuros estudos.

13. Segundo o Ministério das Cidades, os ônibus urbanos são responsáveis por mais de 90% da demanda total de transporte coletivo no Brasil (ver BRASIL, 2004).

## REFERÊNCIAS

- ANDRADE, T. A. *Dispêndio domiciliar com o serviço de saneamento e demais serviços de utilidade pública: estudo da sua participação no orçamento familiar*. Relatório Final (Projeto BRA/92/028 – PMSS). Brasília, 2000.
- AZZONI, C. R.; CARMO, H. E.; MENEZES, T. Índice de custo de vida comparativo para as principais regiões metropolitanas brasileiras: 1981-1999. *Estudos Econômicos*, v. 30, n. 1, p. 165-186, 2000.
- BRASIL. Ministério das Cidades. *Política nacional de mobilidade urbana sustentável*. Brasília: Ministério das Cidades, 2004 (Cadernos MCidades, n. 6).
- CARRUTHERS, R.; DICK, M.; SAURKAR, A. *Affordability of public transport in developing countries*. Washington: World Bank Group, 2005. (TP-3). Disponível em: <[www.worldbank.org/transport/learning/tf2006/trans\\_papers.html](http://www.worldbank.org/transport/learning/tf2006/trans_papers.html)>. Acesso em: 17/05/2006.
- ANTP. Comissão de Transportes da ANTP. Subsídio ao transporte coletivo nas metrópoles. *Revista dos Transportes Públicos*, v. 2, n. 7, p. 67-101, mar. 1980.
- DEATON, A.; IRISH, M. Statistical models for zero expenditure in household budgets. *Journal of Public Economics*, v. 23, p. 59-80, 1984.
- FREDERICO, C. S.; NETTO, C. J.; PEREIRA, A. L. S. Transporte metropolitano e seus usuários. *Estudos Avançados*, v. 11, n. 29, p. 413-28, 1997.
- GOMIDE, A. A. *Transporte urbano e inclusão social: elementos para políticas públicas*. Brasília: Ipea, 2003 (Texto para discussão, n. 960).
- . *Economic regulation and cost-efficiency in Brazilian urban public transport: the case of Belo Horizonte*. Brasília: Ipea, 2004 (Texto para discussão, n. 1.030).
- IBGE. *Pesquisa de Orçamentos Familiares 1995-1996 – primeiros resultados*. Rio de Janeiro: IBGE, 1997.
- . *Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003 – primeiros resultados*. 2ª ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.
- . *Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor – estruturas de ponderação a partir da pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003*. Rio de Janeiro: IBGE, 2005 (Série Relatórios Metodológicos, v. 34).
- ITRANS. *Mobilidade e pobreza: relatório final*. Brasília, 2004.
- KRANTON, R. E. *Transport and the mobility needs of the urban poor – an exploratory study*. Washington: World Bank, 1991 (Discussion Paper – Report INU, n. 86).
- MEDEIROS, J. A. S. Curvas de Engel e transformação Box-Cox: uma aplicação aos dispêndios com alimentação e educação na Cidade de São Paulo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 8, n. 3, p. 795-828, dez. 1978.
- NTU. *Pesquisa do Transporte Informal 1999*. Disponível em: <[http://www.ntu.org.br/frame\\_publicacoes.htm](http://www.ntu.org.br/frame_publicacoes.htm)>. Acesso em: 17/05/2006.
- . *Pesquisa do Transporte Informal 2001 – Pesquisa Nacional NTU – transporte informal – riscos e propostas*. Disponível em: <[http://www.ntu.org.br/frame\\_publicacoes.htm](http://www.ntu.org.br/frame_publicacoes.htm)>. Acesso em: 17/05/2006.

———. *Anuário NTU 2004/2005*. Disponível em: <[http://www.ntu.org.br/publicacoes/anuario2004\\_2005.pdf](http://www.ntu.org.br/publicacoes/anuario2004_2005.pdf)>. Acesso em: 17/05/2006.

———. *Pesquisa Mobilidade da População Urbana – agosto/2006*. Disponível em: <<http://www.ntu.org.br/publicacoes/RelatorioMobilidade2006.pdf>>. Acesso em: 19/08/2006.

OI, W. Y.; SHULDINER, P. W. *An analysis of urban travel demands*. Evanston: Northwestern University Press, 1969.

ROLNIK, R. A construção de uma política fundiária e de planejamento urbano para o país – avanços e desafios. *Boletim de Políticas Sociais*, n. 12, p.199-209, fev. 2006.

SAINTIVE, M. B.; CHACUR, R. S. *A regulação tarifária e o comportamento dos preços administrados*. Brasília: Seae/ME, 2006 (Documento de trabalho, n. 33).

STRAMBI, O. O conceito de equidade e sua aplicação em transportes. In: SANTOS, E.; ARAGÃO, J. (Eds.). *Transporte em tempos de reforma: ensaios sobre a problemática*. Brasília: L.G.E., p. 97-116, 2000.

## ANEXO A

TABELA A.1

### Detalhamento dos itens de despesa considerados nos agregados transporte urbano e veículo próprio

Agregado transporte urbano	POFs		
	1987-1988	1995-1996	2002-2003
Ônibus urbano	X	X	X
Trem	X	X	X
Táxi	X	X	X
Metrô	X	X	X
Barca		X	X
Barco e aerobarco	X		
Integração ônibus-metrô	X	X	X
Integração trem-metrô	X	X	X
Bonde, bondinho	X	X	X
Plano inclinado	X	X	X
Integração trem-ônibus	X	X	X
Ônibus intermunicipal		X	X
Ônibus interestadual		X	X
Aerobarco		X	X

(continua)

(continuação)

Agregado transporte urbano	POFs		
	1987-1988	1995-1996	2002-2003
Transporte alternativo		X	X
<i>Ferry-boat</i>		X	X
Banheiro público		X	X
Moto-táxi		X	X
Ônibus intermunicipal especial			X
Ônibus urbano especial			X
Balsa			X
Bicicleta			X
Gorjeta			X
Frete de veículo			X
Agregado	X	X	X
Transporte subsidiado		X	X
<b>Agregado veículo próprio</b>			
<b>Combustível</b>			
Álcool (combustível de veículo)	X	X	X
Gasolina comum	X	X	X
Gasolina especial			X
<b>Manutenção</b>			
Lavagem e lubrificação	X	X	
Lavagem			X
Lubrificação (com ou sem lavagem)			X
Óleo lubrificante (complementação ou troca)	X	X	X
Peça elétrica ou mecânica	X	X	X
Câmara e pneu	X	X	X
Mão-de-obra de conserto	X	X	X
Conserto (peça + mão-de-obra)	X	X	X
Bateria	X	X	X

(continua)

(continuação)

Agregado veículo próprio	POFs		
	1987-1988	1995-1996	2002-2003
<b>Manutenção (continuação)</b>			
Outras peças e acessórios	X	X	X
Aditivos	X	X	X
Estopa			X
Xampu			X
Limpa-pára-brisa			X
Pintura (material + mão-de-obra)			X
Cera			X
Cinta			X
Carga de bateria			X
Gás de ar-condicionado			X
Lixa de ferro			X
Solvente			X
Massa de lanternagem			X
Estofamento			X
Fluido de freio		X	X
Agregado	X	X	

**ANEXO B**

Como na seção 4, para avaliar o impacto das variações de renda sobre as despesas, as famílias são agrupadas em dez estratos de renda, mas aqui se utilizam os decis de renda *per capita* específicos de cada RM para a definição dos décimos.

TABELA B.1

**Participação da despesa média do décimo com serviços de transporte urbano nas despesas correntes desse décimo**

	POFs de	Décimos de renda familiar <i>per capita</i>										Toda a distribuição
		10% mais pobres	2º	3º	4º	5º	6º	7º	8º	9º	10% mais ricos	
Belém	1987-1988	6,04	7,38	5,50	5,88	6,55	5,08	4,61	4,49	2,77	1,25	3,59
	1995-1996	9,01	10,26	8,24	7,43	7,86	7,35	6,60	6,28	4,16	1,70	5,06
	2002-2003	4,23	6,76	5,44	8,05	7,80	6,69	6,15	6,57	5,52	3,45	5,43
Fortaleza	1987-1988	4,72	5,35	4,76	4,82	4,46	4,39	4,21	3,21	1,62	0,80	2,56
	1995-1996	5,16	7,80	6,63	7,65	7,69	6,35	6,98	5,25	3,43	1,19	4,21
	2002-2003	5,23	6,62	4,37	5,78	6,11	4,86	5,42	3,27	3,10	0,70	3,01
Recife	1987-1988	4,80	5,49	5,96	6,64	5,25	5,77	5,02	4,08	2,83	1,39	3,49
	1995-1996	7,34	10,22	9,87	8,57	9,15	8,52	6,24	5,37	3,60	1,47	4,82
	2002-2003	4,49	6,21	6,59	5,60	6,11	5,01	4,50	4,98	2,91	1,40	3,75
Salvador	1987-1988	6,32	6,34	5,79	5,34	5,50	5,05	3,87	3,17	2,41	0,87	3,06
	1995-1996	7,89	8,84	9,06	8,42	8,58	7,21	6,57	5,76	3,71	1,37	4,64
	2002-2003	7,54	9,12	9,43	7,13	8,95	6,60	5,68	4,50	2,49	1,21	4,23
Belo Horizonte	1987-1988	5,60	6,50	6,64	6,28	5,64	4,18	3,40	3,55	2,95	1,13	3,34
	1995-1996	5,29	7,15	6,58	5,44	5,66	5,04	4,28	3,74	2,59	1,31	3,51
	2002-2003	11,27	7,97	8,79	9,49	6,50	6,41	6,53	4,36	2,78	1,45	4,37
Rio de Janeiro	1987-1988	8,41	8,48	6,11	7,39	6,65	6,37	4,40	3,71	2,40	1,56	3,76
	1995-1996	9,14	10,58	8,78	8,94	9,22	6,74	5,41	4,03	3,10	1,29	4,42
	2002-2003	8,24	12,09	11,74	10,42	9,40	9,76	7,07	4,85	3,60	2,01	5,19
São Paulo	1987-1988	5,65	5,58	4,45	4,29	3,44	2,93	2,77	1,97	1,49	0,80	2,35
	1995-1996	8,94	8,29	8,72	7,93	6,88	4,98	4,05	3,83	2,21	0,90	3,79
	2002-2003	7,15	8,11	6,72	5,35	4,41	6,52	4,68	3,25	2,15	1,13	3,63

(continua)



(continuação)

	POFs de	Décimos de renda familiar <i>per capita</i>										Toda a distribuição
		10% mais pobres	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10% mais ricos	
Curitiba	1987-1988	4,32	4,46	3,55	3,54	2,75	3,03	2,23	2,12	1,38	0,45	1,91
	1995-1996	6,97	8,63	6,73	4,52	4,41	4,22	3,20	1,93	1,28	0,62	2,68
	2002-2003	7,35	5,62	4,81	6,39	4,05	5,75	3,43	2,27	1,29	0,97	2,96
Porto Alegre	1987-1988	4,56	5,01	3,83	4,66	4,45	3,64	3,15	2,07	1,87	1,12	2,54
	1995-1996	6,47	5,09	6,13	8,01	5,66	3,79	3,92	3,25	2,72	1,12	3,30
	2002-2003	3,64	5,07	4,38	4,26	3,05	3,30	2,70	2,30	1,94	1,24	2,53
Goiânia	1987-1988	4,24	3,29	4,60	3,02	3,25	1,79	1,95	1,32	0,89	0,51	1,53
	1995-1996	5,63	5,04	4,59	4,72	3,50	3,47	2,01	1,97	1,02	0,48	1,92
	2002-2003	8,00	8,25	7,86	7,67	4,44	5,44	3,63	2,41	1,18	0,88	3,46
Brasília – DF	1987-1988	5,75	4,44	4,01	3,32	3,21	2,35	1,92	1,39	1,06	0,67	1,73
	1995-1996	7,78	6,92	6,50	6,30	5,02	3,89	4,50	1,68	1,16	0,74	2,89
	2002-2003	8,20	7,34	10,46	7,82	7,02	4,32	4,47	2,37	0,80	0,30	2,86

Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

TABELA B.2

**Participação da despesa média do décimo com ônibus nas despesas correntes desse décimo**

	POFs de	Décimos de renda familiar <i>per capita</i>										Toda a distribuição
		10% mais pobres	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10% mais ricos	
Belém	1987-1988	5,31	6,10	5,18	5,23	5,63	4,48	3,87	3,16	1,61	0,45	2,70
	1995-1996	7,82	9,73	7,64	7,10	6,75	6,71	6,00	4,78	2,64	0,61	4,01
	2002-2003	4,23	5,92	5,21	7,19	6,71	5,98	5,40	5,24	3,38	2,03	4,19
Fortaleza	1987-1988	4,22	4,54	4,23	4,26	3,90	3,74	3,43	2,34	0,92	0,27	1,91
	1995-1996	4,60	7,53	6,39	7,38	7,24	5,66	6,11	4,60	2,46	0,80	3,64
	2002-2003	4,91	6,08	3,79	4,86	5,59	4,55	4,75	3,09	2,77	0,42	2,63
	1987-1988	4,32	4,94	5,19	5,90	4,37	4,24	3,96	2,93	1,59	0,47	2,47

(continua)

(continuação)

	POFs de	Décimos de renda familiar <i>per capita</i>										Toda a distribuição
		10% mais pobres	2º	3º	4º	5º	6º	7º	8º	9º	10% mais ricos	
Recife	1995-1996	6,65	8,78	8,22	7,68	8,29	7,63	5,65	4,69	2,64	0,61	3,93
	2002-2003	3,07	5,49	5,08	4,61	5,10	4,10	3,74	4,13	2,52	0,74	2,96
	1987-1988	6,01	5,96	5,60	4,81	5,07	4,13	3,01	2,24	1,22	0,37	2,36
Salvador	1995-1996	7,36	8,17	8,41	8,09	8,07	6,68	5,61	4,82	3,15	0,71	3,98
	2002-2003	6,81	8,89	8,41	6,67	7,86	6,29	4,94	3,87	1,98	0,84	3,69
	1987-1988	5,35	6,25	6,30	5,75	4,59	3,47	2,62	2,88	2,09	0,68	2,71
Belo Horizonte	1995-1996	5,19	6,95	6,32	5,20	5,06	4,46	3,51	2,90	2,01	0,80	2,95
	2002-2003	10,84	7,10	8,21	8,81	6,17	5,37	5,44	3,53	1,86	0,72	3,58
	1987-1988	7,92	8,09	5,49	6,76	6,16	5,42	3,97	3,05	1,72	0,64	3,04
Rio de Janeiro	1995-1996	8,85	9,81	8,20	8,54	9,02	6,62	5,01	3,75	2,48	0,54	3,89
	2002-2003	7,34	10,79	9,72	8,80	8,88	8,30	5,48	3,62	2,17	0,68	3,83
	1987-1988	4,29	4,43	3,66	3,24	2,85	2,22	1,81	1,46	0,79	0,31	1,65
São Paulo	1995-1996	8,15	6,95	7,16	7,20	5,99	4,05	3,20	3,25	1,27	0,38	3,00
	2002-2003	5,62	6,53	5,53	4,53	3,15	5,13	3,29	2,06	1,45	0,48	2,62
	1987-1988	4,32	4,28	3,40	3,29	2,34	2,50	1,74	1,50	0,85	0,24	1,54
Curitiba	1995-1996	6,76	8,21	5,78	4,28	4,11	4,02	3,03	1,77	1,06	0,43	2,43
	2002-2003	7,11	5,59	4,78	6,24	4,00	5,65	3,25	2,22	1,27	0,75	2,84
	1987-1988	4,15	4,68	3,13	3,86	4,06	3,20	2,65	1,52	1,24	0,49	1,97
Porto Alegre	1995-1996	5,92	4,35	5,61	7,53	5,28	3,59	3,26	2,42	2,12	0,49	2,71
	2002-2003	3,42	4,79	3,60	3,49	2,65	2,64	2,50	1,88	1,10	0,50	1,93
	1987-1988	3,85	3,00	4,45	2,85	2,98	1,62	1,71	1,05	0,61	0,20	1,26
Goiânia	1995-1996	4,79	4,40	4,04	4,48	3,30	3,31	1,89	1,71	0,84	0,23	1,66
	2002-2003	7,29	7,78	7,27	6,19	3,94	5,12	2,58	1,96	1,05	0,57	2,96
	1987-1988	5,64	4,31	3,82	3,07	3,06	2,14	1,58	1,02	0,59	0,34	1,40
Brasília-DF	1995-1996	7,78	6,90	6,50	6,19	4,96	3,60	4,42	1,63	1,05	0,39	2,72
	2002-2003	7,63	6,42	9,41	7,29	6,64	3,94	3,90	2,16	0,57	0,18	2,54

Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

TABELA B.3

**Participação da despesa média do décimo com metrô nas despesas correntes desse décimo**

	POFs de	Décimos de renda familiar <i>per capita</i>										Toda a distribuição
		10% mais pobres	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10% mais ricos	
Recife	1987-1988	0,11	0,07	0,13	0,07	0,05	0,08	0,08	0,12	0,02	0,00	0,05
	1995-1996	0,11	0,02	0,02	0,01	0,15	0,13	0,03	0,04	0,01	0,01	0,03
	2002-2003	0,04	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,02	0,01
Belo Horizonte	1987-1988	0,07	0,00	0,02	0,04	0,01	0,01	0,02	0,00	0,00	0,00	0,01
	1995-1996	0,00	0,00	0,03	0,02	0,02	0,02	0,01	0,02	0,01	0,02	0,01
	2002-2003	0,23	0,00	0,03	0,19	0,01	0,02	0,29	0,00	0,03	0,02	0,05
Rio de Janeiro	1987-1988	0,06	0,06	0,05	0,07	0,09	0,10	0,07	0,11	0,18	0,07	0,09
	1995-1996	0,00	0,08	0,03	0,03	0,04	0,03	0,07	0,03	0,12	0,05	0,05
	2002-2003	0,18	0,19	0,07	0,06	0,11	0,24	0,14	0,37	0,21	0,12	0,17
São Paulo	1987-1988	0,18	0,13	0,09	0,13	0,03	0,09	0,12	0,06	0,05	0,03	0,07
	1995-1996	0,39	0,33	0,45	0,10	0,31	0,26	0,48	0,33	0,17	0,10	0,24
	2002-2003	0,30	0,43	0,50	0,17	0,20	0,74	0,32	0,47	0,54	0,32	0,41
Porto Alegre	1987-1988	0,09	0,06	0,37	0,16	0,11	0,06	0,05	0,04	0,04	0,00	0,06
	1995-1996	0,03	0,29	0,08	0,04	0,08	0,01	0,04	0,03	0,01	0,01	0,04
	2002-2003	0,00	0,00	0,29	0,22	0,07	0,20	0,03	0,11	0,01	0,01	0,07
Brasília-DF	1987-1988	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	1995-1996	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	2002-2003	0,00	0,01	0,05	0,02	0,00	0,00	0,02	0,02	0,04	0,00	0,01

Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

TABELA B.4

**Participação da despesa média do décimo com trem nas despesas correntes desse décimo**

POFs de	Décimos de renda familiar <i>per capita</i>										Toda a distribuição	
	10% mais pobres	2º	3º	4º	5º	6º	7º	8º	9º	10% mais ricos		
Fortaleza	1987-1988	0,26	0,20	0,06	0,12	0,13	0,02	0,09	0,02	0,00	0,00	0,04
	1995-1996	0,13	0,22	0,09	0,13	0,08	0,18	0,02	0,02	0,01	0,00	0,05
	2002-2003	0,13	0,09	0,11	0,02	0,05	0,09	0,00	0,00	0,00	0,01	0,02
Recife	1987-1988	0,02	0,04	0,01	0,03	0,02	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,01
	1995-1996	0,02	0,02	0,00	0,00	0,03	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
	2002-2003	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Salvador	1987-1988	0,03	0,03	0,05	0,06	0,01	0,04	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01
	1995-1996	0,00	0,00	0,02	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	2002-2003	0,04	0,05	0,08	0,05	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01
Rio de Janeiro	1987-1988	0,27	0,15	0,42	0,24	0,17	0,12	0,09	0,08	0,02	0,01	0,08
	1995-1996	0,27	0,15	0,14	0,03	0,06	0,02	0,09	0,00	0,02	0,00	0,04
	2002-2003	0,13	0,35	0,56	0,19	0,00	0,20	0,09	0,04	0,01	0,01	0,08
São Paulo	1987-1988	0,41	0,19	0,19	0,20	0,09	0,12	0,07	0,03	0,02	0,00	0,07
	1995-1996	0,09	0,53	0,21	0,40	0,11	0,14	0,04	0,09	0,11	0,00	0,11
	2002-2003	0,36	0,43	0,13	0,19	0,34	0,16	0,45	0,15	0,05	0,02	0,17
Porto Alegre	1987-1988	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	1995-1996	0,00	0,00	0,01	0,04	0,02	0,00	0,01	0,00	0,01	0,00	0,01
	2002-2003	0,00	0,06	0,01	0,05	0,00	0,02	0,06	0,01	0,00	0,00	0,01

Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

TABELA B.5

**Participação da despesa média do décimo com transporte alternativo nas despesas correntes desse décimo**

	POFs de	Décimos de renda familiar <i>per capita</i>										Toda a distribuição	
		10% mais pobres	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10% mais ricos		
Belém	1995-1996	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	2002-2003	0,00	0,00	0,00	0,23	0,22	0,00	0,24	0,90	0,20	0,38	0,29	
Fortaleza	1995-1996	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	2002-2003	0,20	0,37	0,38	0,80	0,36	0,17	0,51	0,04	0,12	0,03	0,18	
Recife	1995-1996	0,50	0,62	1,05	0,42	0,23	0,24	0,11	0,19	0,07	0,03	0,19	
	2002-2003	1,15	0,66	1,42	0,67	0,72	0,62	0,21	0,65	0,14	0,14	0,43	
Salvador	1995-1996	0,47	0,24	0,16	0,11	0,07	0,09	0,08	0,18	0,05	0,02	0,09	
	2002-2003	0,07	0,18	0,50	0,16	0,76	0,11	0,27	0,31	0,07	0,01	0,17	
Belo Horizonte	1995-1996	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	2002-2003	0,00	0,69	0,23	0,03	0,00	0,00	0,39	0,17	0,00	0,00	0,09	
Rio de Janeiro	1995-1996	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	2002-2003	0,49	0,58	0,90	1,28	0,24	0,75	0,30	0,39	0,42	0,02	0,34	
São Paulo	1995-1996	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	2002-2003	0,28	0,20	0,14	0,16	0,06	0,08	0,15	0,08	0,00	0,01	0,07	
Curitiba	1995-1996	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	2002-2003	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Porto Alegre	1995-1996	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	2002-2003	0,00	0,05	0,06	0,09	0,02	0,04	0,00	0,00	0,30	0,07	0,09	
Brasília – DF	1995-1996	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	2002-2003	0,57	0,71	0,81	0,50	0,25	0,16	0,45	0,07	0,07	0,01	0,18	
Goiânia	1995-1996	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	2002-2003	0,44	0,32	0,53	0,54	0,05	0,06	0,37	0,00	0,08	0,02	0,16	

Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

TABELA B.6

**Participação da despesa média do décimo com táxi nas despesas correntes daquele estrato**

	POFs de	Décimos de renda familiar <i>per capita</i>										Toda a distribuição
		10% mais pobres	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10% mais ricos	
Belém	1987-1988	0,67	1,28	0,32	0,64	0,88	0,55	0,72	1,31	1,13	0,78	0,87
	1995-1996	0,23	0,53	0,58	0,33	1,11	0,63	0,57	1,45	1,52	1,07	1,01
	2002-2003	0,00	0,84	0,18	0,08	0,81	0,52	0,51	0,32	1,70	0,81	0,77
Fortaleza	1987-1988	0,24	0,61	0,46	0,44	0,39	0,62	0,69	0,85	0,70	0,53	0,60
	1995-1996	0,43	0,04	0,13	0,12	0,34	0,51	0,83	0,61	0,95	0,39	0,52
	2002-2003	0,00	0,02	0,10	0,00	0,04	0,00	0,13	0,12	0,21	0,23	0,15
Recife	1987-1988	0,35	0,43	0,63	0,65	0,81	1,45	0,97	1,02	1,22	0,87	0,95
	1995-1996	0,06	0,69	0,56	0,37	0,43	0,46	0,42	0,45	0,87	0,79	0,63
	2002-2003	0,00	0,00	0,03	0,26	0,26	0,25	0,55	0,19	0,13	0,51	0,31
Salvador	1987-1988	0,28	0,29	0,14	0,37	0,41	0,85	0,84	0,91	1,19	0,47	0,67
	1995-1996	0,00	0,24	0,25	0,20	0,40	0,42	0,79	0,72	0,44	0,51	0,48
	2002-2003	0,00	0,00	0,00	0,22	0,18	0,12	0,33	0,09	0,17	0,24	0,18
Belo Horizonte	1987-1988	0,06	0,13	0,32	0,40	1,03	0,64	0,76	0,67	0,84	0,46	0,60
	1995-1996	0,06	0,18	0,20	0,21	0,54	0,52	0,74	0,80	0,57	0,47	0,52
	2002-2003	0,08	0,00	0,18	0,04	0,21	0,57	0,11	0,37	0,42	0,45	0,34
Rio de Janeiro	1987-1988	0,14	0,16	0,11	0,24	0,07	0,61	0,23	0,41	0,44	0,62	0,43
	1995-1996	0,00	0,38	0,40	0,01	0,08	0,04	0,22	0,21	0,48	0,70	0,40
	2002-2003	0,09	0,00	0,18	0,00	0,05	0,13	0,48	0,31	0,59	1,11	0,60
São Paulo	1987-1988	0,44	0,54	0,16	0,22	0,17	0,30	0,52	0,20	0,40	0,38	0,34
	1995-1996	0,00	0,31	0,12	0,21	0,19	0,23	0,07	0,06	0,56	0,40	0,29
	2002-2003	0,15	0,21	0,41	0,03	0,33	0,00	0,32	0,21	0,11	0,20	0,19
Curitiba	1987-1988	0,00	0,15	0,15	0,25	0,41	0,53	0,49	0,62	0,50	0,17	0,35
	1995-1996	0,21	0,41	0,95	0,23	0,29	0,20	0,16	0,16	0,21	0,19	0,24
	2002-2003	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00	0,04	0,00	0,05	0,02	0,15	0,05
Porto Alegre	1987-1988	0,29	0,11	0,30	0,58	0,18	0,32	0,45	0,49	0,54	0,63	0,48
	1995-1996	0,38	0,41	0,18	0,26	0,28	0,15	0,59	0,79	0,59	0,60	0,51
	2002-2003	0,00	0,00	0,17	0,04	0,00	0,00	0,00	0,15	0,37	0,52	0,24
Goiânia	1987-1988	0,39	0,29	0,15	0,17	0,27	0,17	0,24	0,27	0,28	0,31	0,27
	1995-1996	0,84	0,64	0,55	0,24	0,19	0,16	0,12	0,26	0,18	0,26	0,26
	2002-2003	0,17	0,12	0,00	0,40	0,17	0,00	0,00	0,12	0,00	0,20	0,11
Brasília-DF	1987-1988	0,11	0,14	0,19	0,25	0,15	0,20	0,34	0,36	0,47	0,33	0,32
	1995-1996	0,00	0,03	0,00	0,12	0,07	0,30	0,08	0,06	0,12	0,35	0,17
	2002-2003	0,00	0,00	0,00	0,00	0,11	0,14	0,03	0,09	0,12	0,11	0,09

Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

TABELA B.7

**Participação da despesa média do décimo com veículo próprio<sup>a</sup> nas despesas correntes daquele estrato**

	POFs de	Décimos de renda familiar <i>per capita</i>										Toda a distribuição
		10% mais pobres	2º	3º	4º	5º	6º	7º	8º	9º	10% mais ricos	
Belém	1987-1988	0,04	0,57	0,04	0,39	0,81	1,21	2,57	2,39	9,06	7,93	4,84
	1995-1996	0,04	0,16	0,25	1,03	0,92	0,70	2,62	2,36	4,80	4,10	2,80
	2002-2003	0,68	1,43	2,73	0,88	1,96	1,24	2,79	1,92	2,63	5,29	3,03
Fortaleza	1987-1988	0,22	0,69	0,81	0,85	3,04	3,06	4,32	6,88	12,90	11,60	8,05
	1995-1996	1,67	0,48	1,62	1,58	1,87	2,22	3,61	4,75	6,31	6,58	4,64
	2002-2003	0,18	0,92	2,74	3,35	2,19	3,49	4,96	3,98	6,54	6,77	5,13
Recife	1987-1988	0,11	0,59	1,59	0,31	1,97	4,18	4,30	5,50	8,92	10,10	6,53
	1995-1996	0,58	0,30	0,61	0,92	0,88	1,15	3,87	3,72	4,59	6,13	3,88
	2002-2003	1,04	0,70	1,54	2,36	2,29	4,20	4,43	5,34	7,77	5,63	4,73
Salvador	1987-1988	0,22	0,88	2,90	1,28	0,72	3,36	3,77	7,85	7,83	8,82	6,01
	1995-1996	0,32	0,29	0,97	0,85	1,57	1,46	2,98	4,21	5,16	5,79	3,92
	2002-2003	4,10	0,33	1,37	2,07	0,63	1,35	3,42	6,46	10,04	8,18	5,86
Belo Horizonte	1987-1988	0,51	0,75	0,93	3,10	4,76	4,81	6,12	6,66	8,14	9,32	6,56
	1995-1996	1,26	1,11	1,60	3,31	3,26	4,11	6,25	5,27	6,44	4,00	4,44
	2002-2003	1,12	1,76	2,14	3,73	3,68	7,73	6,21	5,88	6,17	5,64	5,29
Rio de Janeiro	1987-1988	0,89	0,87	2,01	1,78	3,16	3,31	5,59	8,29	8,17	6,46	5,71
	1995-1996	1,04	1,93	3,02	2,65	2,06	3,06	5,33	6,57	4,31	4,65	4,23
	2002-2003	2,37	1,35	3,44	4,84	5,87	4,00	6,66	5,47	6,82	4,67	5,11
São Paulo	1987-1988	2,06	3,03	3,92	5,83	7,91	7,40	8,47	11,46	12,07	9,00	8,59
	1995-1996	1,18	2,39	6,67	2,80	4,73	6,04	7,31	5,00	7,36	5,39	5,56
	2002-2003	3,22	3,74	6,07	4,05	7,59	5,86	5,79	7,42	8,30	5,90	6,37
Curitiba	1987-1988	1,19	2,51	3,73	5,49	4,76	6,34	8,15	7,63	10,82	8,98	7,66
	1995-1996	2,18	4,71	3,15	4,30	4,68	6,61	5,02	8,48	7,24	5,10	5,71
	2002-2003	4,38	6,09	8,68	4,39	8,28	7,54	9,84	11,46	11,02	8,77	8,95
Porto Alegre	1987-1988	1,47	0,90	3,71	5,54	3,98	6,64	9,25	7,19	10,10	7,54	7,12
	1995-1996	2,38	1,78	3,24	4,21	5,13	5,63	4,90	5,44	5,50	4,89	4,83
	2002-2003	2,82	3,26	3,90	6,57	7,14	5,62	5,13	8,65	7,34	7,44	6,61
Goiânia	1987-1988	0,17	0,83	1,87	4,85	11,38	7,52	9,82	13,06	12,83	9,30	9,61
	1995-1996	4,18	5,04	5,02	3,97	7,23	8,15	8,23	9,11	6,76	5,37	6,66
	2002-2003	7,45	5,12	5,79	6,54	7,93	9,96	11,79	11,81	9,07	6,18	8,37
Brasília-DF	1987-1988	2,78	1,81	3,45	4,87	7,12	10,01	8,16	13,80	10,14	7,46	8,48
	1995-1996	2,45	1,59	2,89	2,76	5,87	6,52	6,37	7,38	7,19	6,92	6,25
	2002-2003	1,87	4,57	8,94	2,78	8,64	9,75	8,38	10,56	10,74	10,75	9,03

Fonte: IBGE/POFs de 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

<sup>a</sup> Despesas com gasolina – veículo próprio; álcool – veículo próprio e manutenção – veículo próprio.





## **PERFIL DAS DESPESAS E DOS RENDIMENTOS DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS SOB A PERSPECTIVA DE GÊNERO\***

Luana Simões Pinheiro

Natália de Oliveira Fontoura

### **1 INTRODUÇÃO**

O objetivo deste trabalho é analisar as diferenças e semelhanças nas estruturas de rendimentos e de gastos de famílias chefiadas por mulheres e famílias chefiadas por homens no Brasil, bem como examinar os dispêndios dos indivíduos, considerando os diferenciais de sexo, a partir dos dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A hipótese que norteia este estudo é a de que mulheres e homens gastam diferentemente, em função de papéis socialmente atribuídos aos indivíduos de acordo com o sexo e que se refletem em suas opções de consumo, sejam elas tomadas de maneira individual ou coletiva.

Existem muito poucos estudos no Brasil que abordam o tema dos orçamentos familiares sob a perspectiva de gênero. Pouco se sabe sobre os perfis de consumo e sobre os padrões de composição de renda de homens e mulheres e das famílias chefiadas por cada um deles. Como será apontado mais adiante, a literatura existente sobre esse tema – basicamente internacional – se concentra em análises que privilegiam os modelos econômicos de decisões de consumo domiciliares (unitários e coletivos), cujo objetivo é entender como os gastos familiares são alterados em função de variações nas rendas e nas características de homens e mulheres que formam casais. São estudos que têm como unidade de análise as famílias tradicionais, heterossexuais e biparentais. Os novos arranjos familiares, especialmente o aumento expressivo de famílias chefiadas por mulheres – sejam elas monoparentais ou unipessoais –, não têm sido levados em conta na corrente econômica atual.

---

\* Agradecemos a inestimável colaboração de Marcos Eirado, assistente de pesquisa da Diretoria de Estudos Sociais do Ipea, responsável por processar os microdados da POF para este trabalho.

Não é esse o enfoque a ser adotado neste trabalho, ainda que os estudos sobre modelos de decisão de consumo ofereçam informações importantes sobre a influência de gênero na determinação dos gastos familiares. O objetivo, aqui, é realizar uma análise exploratória sobre os perfis de consumo e renda de famílias chefiadas por homens e de famílias chefiadas por mulheres. Serão apresentadas, portanto, informações descritivas que permitem caracterizar os padrões de dispendio e recebimento em estruturas familiares distintas, apesar de acreditarmos que em estudos posteriores, que busquem avançar na questão dos determinantes dos gastos de homens e mulheres e das famílias chefiadas por elas ou por eles, será de grande valia a utilização de modelos estatísticos. Aqui, propomo-nos a dar início à análise dessa questão, ainda muito incipiente no Brasil

Nesse sentido, a POF constitui importante ferramenta para o exame dos rendimentos auferidos e dos gastos realizados pelas famílias e pelos indivíduos. A comparação da distribuição das despesas de acordo com o sexo do chefe da família pode trazer luz à discussão sobre as diferenças nas “preferências”<sup>1</sup> de homens e mulheres e a ilações quanto ao impacto dessas diferenças sobre o bem-estar dos membros da família. Dessa forma, as conclusões podem trazer elementos para a definição de políticas públicas. A partir do momento em que se constata que as famílias não se comportam como unidades, as políticas para elas voltadas devem levar em consideração, em seu desenho, o impacto diferenciado de uma atuação junto a um ou outro membro da família. Nesse sentido, o exame dos gastos individuais de homens e mulheres poderá ser ainda mais útil, uma vez que as diferenças de consumo aparecem mais claramente nesse nível de análise.

De fato, com vistas a aumentar a eficácia de algumas políticas públicas, inclusive das políticas de combate à pobreza, tem-se argumentado que as mulheres se preocupam mais com a educação, a saúde e o bem-estar de suas famílias e filhos ou, simplesmente, que as mulheres gastam “melhor”. Este é o argumento utilizado, por exemplo, no Programa Bolsa Família para justificar a titularidade do cartão de recebimento do benefício, que deve, preferencialmente, caber à mulher. Segundo o Ministério do Desenvolvimento Social e de Combate à Fome (MDS), “esta decisão tem como base estudos sobre o papel da mulher na manutenção da família e na sua capacidade de usar os recursos financeiros em proveito de toda a família”.<sup>2</sup> Apesar dos limites da POF, e do reconhecimento de que esse papel atribuído à

1. É importante deixar claro que a utilização do termo “preferências” neste trabalho não tem uma conotação naturalizadora. Parte-se do pressuposto de que tais preferências são construídas, histórica e culturalmente, a partir de processos de socialização que atribuem a meninos e meninas papéis e tarefas diferenciados na vida social.

2. Em: <<http://www.mds.gov.br/programas/transferencia-de-renda/programa-bolsa-familia/programa-bolsa-familia/criterios-de-elegibilidade/>>.

mulher não é inato, mas socialmente construído, algumas inferências podem ser feitas para começarmos a analisar essas questões.

O trabalho se estrutura em sete partes, além desta introdução. Inicialmente, apresenta-se a literatura econômica recente voltada para o comportamento das famílias e são examinados os principais conceitos relacionados à desigualdade de gênero no âmbito da teoria sociológica, conceitos que, segundo nosso entendimento, fundamentam as diferenças nos padrões de consumo dos indivíduos conforme o seu sexo. A terceira e a quarta seções trazem, respectivamente, algumas considerações metodológicas sobre o estudo e um breve quadro sobre a situação atual das famílias chefiadas por mulheres. Em seguida são analisados os diferenciais de rendimentos auferidos por famílias cuja chefia é feminina e masculina, bem como a composição desse rendimento segundo as principais fontes de origem. Na seqüência, enfoca-se o perfil dos gastos das famílias chefiadas por mulheres e homens e os gastos dos indivíduos segundo o seu sexo. Na sétima seção, são apresentados alguns dados sobre as percepções que as famílias brasileiras têm sobre suas condições de vida<sup>3</sup> e na oitava, as considerações finais.

## 2 O QUE ESTÁ POR TRÁS DE PADRÕES DE CONSUMO DIFERENCIADOS?

### 2.1 A interpretação da literatura econômica sobre o comportamento das famílias

A literatura econômica internacional que procura analisar os processos decisórios de alocação de recursos no interior das famílias tem, recentemente, reconhecido que preferências individuais e o poder de barganha dos indivíduos dentro do domicílio podem afetar, de maneira significativa, as decisões familiares. De fato, os estudos disponíveis que procuram analisar o comportamento econômico das famílias sob uma perspectiva de gênero têm contraposto os modelos teóricos “unitário” e “coletivo” de decisão e, em sua maioria, dedicam-se à apresentação de testes estatísticos que refutam a hipótese do modelo unitário. Com isso, buscam os determinantes de algumas despesas – como gastos em educação e em cuidados com crianças – de acordo com características da mulher e do homem que formam o casal, tais como renda, posse da terra, existência de dote no casamento etc. (ver QUISUMBING; MALUCCIO, 1999; PHIPPS; BURTON, 1998; DOSS, 1996; LUNDBERG; POLLAK, 1993; LE CACHEUX, 2005; HODDINOTT; HADDAD, 1995).

O modelo unitário de decisão foi inicialmente desenvolvido por Gary Becker em meados da década de 1960. Esse tradicional modelo pressupõe que as famílias

3. A POF apresentou, de maneira inédita, em 2002-2003, uma avaliação subjetiva das condições de vida das famílias brasileiras.

se comportam como unidades homogêneas, nas quais todos os membros possuem preferências idênticas e para as quais existe apenas uma função de utilidade (BECKER, 1974). Na visão de Samuelson (1956), no “modelo de consenso” cada membro se comporta como se existisse uma única função de utilidade que todos buscam maximizar. Parte-se da idéia de que os recursos são agregados e as despesas feitas de maneira a garantir o bem-estar do conjunto. Nesse caso, a função utilidade da família é maximizada ficando sujeita a uma única restrição orçamentária, independentemente de quem recebe a renda. Isso significa que a demanda por bens depende apenas dos preços e da renda familiar total, ou seja, um aumento na renda dos homens ou das mulheres terá o mesmo efeito sobre a despesa domiciliar. No modelo de Becker, há o pressuposto de que toda família possui um indivíduo altruísta que controla a maior parte da renda familiar e cujas preferências refletem a preocupação com o bem-estar de todos os membros da família. A presença desse indivíduo garante que todos se comportem – ainda que de maneira egoísta e racional – de forma a maximizar o bem-estar da família. Segundo Quisumbing e Maluccio (1999), se as preferências dos indivíduos não são iguais nesse modelo, então pelo menos um membro do domicílio deve ter a habilidade de monitorar os outros e impor sanções àqueles que não sigam as regras.

As principais críticas direcionadas ao modelo unitário concentram-se no fato de que ele maximiza uma única função utilidade, ignorando as preferências individuais, e que não considera questões como distribuição intradomiciliar de recursos e de decisões.<sup>4</sup> A literatura econômica mais recente sofisticou essa premissa, desenvolvendo novos modelos que incorporam noções como poder de barganha e preferências assimétricas para os membros do domicílio. As relações de gênero, e também questões relativas à idade, à posse de bens, a dotes etc., passam a ser vistas como potenciais fatores de influência sobre a distribuição intrafamiliar de recursos, bem como sobre as decisões a respeito das despesas a serem realizadas.

Como afirma Thomas (1990, p. 636), “(...) diferentemente do modelo de Becker, existem incentivos para que os membros do domicílio não agreguem sua renda, mas, ao contrário, que aloquem seus recursos em direção àqueles bens que mais lhes interessam”. Nos modelos coletivos, o nível de análise passa para o indivíduo, que possui preferências próprias e influência sobre recursos. É a interação entre os indivíduos – seja cooperativa ou não-cooperativa – que determinará o comportamento econômico da família, isto é, onde serão alocados os recursos e como serão produzidos os bens. Assim, os modelos coletivos se diferenciam dos

4. Para Thomas e Chen (1994) essas premissas fazem com que o domicílio seja visto como uma “caixa-preta”, não se sabe o que nele acontece internamente.

unitários em duas grandes linhas: *a*) cada membro do domicílio tem sua própria função utilidade; e *b*) lazer e consumo não dependem apenas do total de recursos disponíveis, mas do controle de cada membro do casal sobre os recursos.

Entre os chamados modelos coletivos de análise do comportamento econômico das famílias, duas linhas são adotadas: os modelos que consideram que a barganha intrafamiliar é de caráter cooperativo e aqueles que presumem que é de caráter não-cooperativo.

Nos modelos de barganha<sup>5</sup> cooperativa, o comportamento da família é visto como o resultado de um jogo de barganha, de forma que as alocações de recursos são o resultado de um processo no qual cada membro buscará alocar recursos sobre os quais tem controle nos bens que mais valoriza. Assim, os padrões de consumo familiar não dependem mais apenas da renda total, mas também dos recursos controlados por cada um dos indivíduos. Todos os processos de decisão cooperativa são feitos em dois passos: primeiro, os agentes dividem a renda total entre eles e então cada um maximiza sua própria função utilidade, sujeita a uma restrição orçamentária comum.

Uma das linhas do modelo se baseia no critério de eficiência de Pareto, assumindo que maridos e mulheres possuem funções de utilidade diferentes, mas, de alguma forma, escolhem uma alocação de recursos eficiente,<sup>6</sup> isto é, em relação à qual nenhuma alternativa beneficiaria um dos membros da família sem prejudicar outro.

Outra versão do modelo de barganha cooperativa é a das esferas separadas, que, diferentemente da anterior, localiza os “pontos” ou “jogadas” de ameaça (*threat points*)<sup>7</sup> dentro da família e relacionados aos papéis tradicionais de gênero. No modelo anterior, o *threat point* está relacionado ao cálculo que os indivíduos fazem da utilidade em permanecer no casamento ou sair dele. Enquanto os ganhos advindos de permanecer em família superam os ganhos potencialmente advindos da dissolução do casamento, há cooperação. No entanto, como pode parecer radical que a opção do divórcio surja a cada desentendimento entre o casal, no modelo das esferas separadas, os membros cooperam voluntariamente para o alcance dos bens coletivos para a família. Essa cooperação, porém, é feita a partir de uma

5. Para Quisumbing e Maluccio (1999), o poder de barganha é determinado por: controle sobre recursos; influências que podem ser usadas no processo de tomada de decisão; e mobilização das redes pessoais e atributos individuais.

6. Preocupam-se um com o outro de maneira não paternalista, ou seja, não se preocupam com o que o outro consome, mas se o seu consumo o satisfaz (PHIPPS; BURTON, 1998).

7. Segundo Le Cacheux, um *threat point* é o resultado obtido quando cada membro do domicílio tem um comportamento não-cooperativo. Nesse caso, as preferências são egoístas e não Pareto-eficientes. Seria a utilidade que cada membro do domicílio pode obter fora do casamento, ou o produto de uma barganha não-cooperativa dentro do domicílio.

definição externa – fundamentada em concepções de gênero – das responsabilidades que cabem a cada um. O equilíbrio obtido leva a uma espécie de especialização de gênero: cada membro ficará responsável pela provisão de bens e ofertará trabalho segundo uma divisão sexual das tarefas.<sup>8</sup>

Finalmente, a teoria dos jogos não-cooperativos, que agrega menos autores, pressupõe que as preferências individuais são egoístas e definidas individualmente de acordo com o consumo e o tempo livre de cada um. Esse comportamento ocorre quando os membros do domicílio têm interesses divergentes e falham em conciliá-los. O interesse em estar em família pode ser explicado somente por uma questão de economia de escala e pela possibilidade de consumo de alguns bens coletivos.

Utilizando modelos coletivos, alguns autores têm se dedicado ao exame das diferenças de poder entre homens e mulheres sobre as despesas das famílias. O poder, nesse caso, é geralmente medido pela renda individual ou pela posse de bens, como a terra, no momento do casamento ou posteriormente a ele. Uma vez que homens e mulheres possuem preferências distintas e níveis de poder diferentes, a definição dos gastos da família será diferenciadamente determinada, de acordo com esses fatores. Ou, dito de outro modo, as rendas feminina e masculina não necessariamente são alocadas da mesma forma, uma vez que homens e mulheres não têm de ter as mesmas funções utilidade. O foco da maior parte dos estudos está, portanto, na distribuição intrafamiliar tendo como objeto de análise famílias biparentais, com a presença de um homem (marido/pai) e de uma mulher (esposa/mãe).

Os autores que realizaram estudos em diferentes países para avaliar que fatores influenciariam de maneira mais determinante os gastos das famílias, levando em consideração, sobretudo, a distribuição de poder entre homens e mulheres, chegaram a algumas conclusões semelhantes. De acordo com Thomas e Chen (1994), ainda que a literatura sobre esse tema seja escassa, os resultados sugerem que a posse de recursos nas mãos de diferentes membros do domicílio tem impacto diferenciado sobre o bem-estar familiar. Em particular, há evidências de que uma realocação de recursos entre homens e mulheres afeta os padrões de gasto especialmente com saúde e cuidados das crianças. Os resultados não são, porém, universais.

Quisumbing e Maluccio (1999) utilizam modelos de regressão para Bangladesh, Indonésia, Etiópia e África do Sul, com vistas a avaliar em que medida e de que maneira as relações de gênero influenciam as alocações de recursos pelas

8. "Quando maridos e esposas carregam responsabilidades por atividades domiciliares distintas e definidas com base em questões de gênero, uma coordenação mínima é necessária porque cada membro do casal toma decisões em suas próprias esferas, sujeita a uma restrição de seus recursos individuais" (LUNDBERG; POLLAK, 1993, p. 994).

famílias. A posse de bens pelas mulheres é considerada um dos fatores relevantes e os resultados sugerem que recursos controlados pelas mulheres têm um impacto positivo e significativo nos gastos direcionados às crianças.

No caso de Bangladesh, o achado dos autores é que o fato de as mulheres possuírem patrimônio no momento do casamento tem efeito positivo no gasto com roupas de crianças e educação e um efeito negativo sobre as despesas com saúde. Na Indonésia, a posse de terras de cultivo pelos homens reduz a proporção de renda gasta com alimentação e aumenta o consumo de fumo, enquanto no caso de posse pelas mulheres, aumenta os gastos com saúde. Já a posse de terras de floresta pelos homens tem um efeito negativo sobre os gastos com educação, contraposto ao efeito positivo da posse de terras pelas mulheres. Na Etiópia, os efeitos de bens trazidos por homens ou mulheres para o casamento são significativamente diferentes para alimentação, álcool e fumo. Mais bens nas mãos dos maridos – relativamente às mulheres – aumentam a porção de gastos com álcool e fumo, bens tipicamente consumidos por homens. Para a África do Sul, somente no caso da educação há uma diferença entre os bens de maridos e mulheres. Mais recursos trazidos para o casamento pelas mulheres em relação aos homens aumentam a porção do orçamento gasta com educação. Nos quatro países, o efeito mais consistente é que recursos controlados pelas mulheres tendem a aumentar os gastos com educação (com exceção da Etiópia). Contudo, o nível de análise dos domicílios não permite investigar quem dentro do domicílio se beneficia desse aumento.

Phipps e Burton (1998) examinaram os gastos das famílias canadenses no início da década de 1990 e concluíram que maridos e mulheres agregam recursos (hipótese do modelo unitário) para algumas categorias de despesa, mas não para outras. No primeiro caso, encontram-se as despesas ligadas a habitação, lazer, fumo, doações e álcool. No caso das despesas para as quais a hipótese de agregação de recursos foi rejeitada, estão alimentação dentro e fora de casa, vestuário, cuidados com crianças e transporte. Os autores concluem, então, que os gastos com as esferas tradicionalmente imputadas às mulheres aumentam mais rapidamente com a renda das esposas do que com a dos maridos; e o mesmo ocorre no caso dos homens. Assim, a renda das mulheres tem mais probabilidade de ser usada com alimentação, roupas de criança e cuidados com crianças, enquanto a renda dos homens está relacionada aos gastos com transporte e roupas de homem. Dessa forma, conclui-se que, para a maior parte das despesas familiares, o modelo das esferas separadas é o mais adequado.

O trabalho de Doss (1996) direciona-se ao exame das despesas das famílias ganenses levando em consideração as relações entre homens e mulheres e supondo

que eles têm preferências distintas. Sua conclusão é de que a posse de alguns bens pelas mulheres tem impacto sobre as despesas da família: no caso das famílias urbanas, a maior posse de bens por parte das mulheres significa mais peso em despesas como alimentação, educação, serviços como abastecimento de água e eletricidade e menos peso para álcool, fumo, habitação, lazer e outros, que são considerados, em Gana, bens de consumo masculino. A conclusão do estudo é de que o poder de barganha das mulheres pode ser medido e em alguns casos pode ser determinante nas decisões econômicas das famílias. Tanto nas famílias urbanas quanto nas rurais, um aumento no poder de barganha das mulheres incrementa os gastos com educação. No caso específico da posse de terra pelas mulheres (*proxy* de poder de barganha), a parcela do orçamento dedicada à alimentação e à educação é afetada positivamente. Nas famílias urbanas, afeta, ainda, os gastos com saúde. A conclusão da autora é de que a análise chama a atenção para a questão de gênero como determinante do processo de tomada de decisão das famílias e que o controle de recursos pelas mulheres afeta positivamente os gastos com capital humano e negativamente aqueles relacionados a bens não-essenciais.

Na análise da relação entre os gastos das famílias e as relações de gênero em Taiwan, Thomas e Chen (1994) testam tanto a hipótese do modelo unitário quanto a do modelo da eficiência de Pareto. E concluem que, à medida que aumenta a parcela da renda recebida pela mulher, aumentam os gastos com educação e se reduzem aqueles com álcool, fumo e alimentação, sendo que a diferença nos efeitos das rendas de homens e mulheres é especialmente significativa no caso da educação. Alguns fatores demográficos indicam que esses investimentos são dirigidos aos adultos, além de incluírem gastos com cultura e pesquisa. Os rendimentos masculinos e femininos não têm efeitos distintos para as despesas com vestuário, com exceção das roupas para criança. Outra conclusão importante do referido estudo está em que, apesar de os membros das famílias não possuírem as mesmas preferências, eles se comportam de maneira Pareto-eficiente, de forma que a alocação de recursos pela família pode ser considerada adequada a esse critério de eficiência.

Por fim, os estudos de Thomas (1990) sobre o Brasil indicam que o modelo unitário, no qual homens e mulheres têm as mesmas preferências, deve ser rejeitado. O aumento do controle da renda pelas mulheres não só leva a um aumento nas despesas com alimentação, mas também na aquisição de bens com maior valor nutritivo (HODDINOTT; HADDAD, 1995). Em relação aos pais, as mães parecem ser mais eficientes na alocação de recursos, direcionando-os para a melhoria das condições de saúde de suas famílias.



O entendimento de que os modelos coletivos explicam melhor as tomadas de decisão intradomiciliares do que os modelos unitários traz como pressuposto a idéia de que homens e mulheres possuem preferências distintas. Tais diferenças, porém, não são condições naturais dos indivíduos, mas construídas a partir de um processo de socialização que delega a cada um dos sexos funções bem definidas na sociedade. O reconhecimento da importância das relações entre homens e mulheres para a compreensão do comportamento das famílias vai ao encontro do que a teoria sociológica vem analisando há várias décadas no que diz respeito à teoria de gênero e à construção de papéis sociais e de *habitus* femininos e masculinos, o que será apresentado brevemente na próxima subseção.

## 2.2 Relações sociais entre homens e mulheres: relações de gênero

As relações entre homens e mulheres tornaram-se objeto de estudo privilegiado das ciências sociais a partir dos escritos a respeito da construção social dos conceitos de homem e mulher e de masculino e feminino. Ainda na década de 1970, com o auge da chamada revolução sexual, surge o conceito de gênero, que busca contrapor as diferenças biológicas existentes entre mulheres e homens e as diferenças sociais e culturais, muitas vezes “naturalizadas”.

Os papéis sociais assumidos por homens e mulheres em nossa sociedade – e que estão por trás dos padrões diferenciados de consumo entre homens e mulheres – resultam de diferenças muito mais amplas do que apenas diferenças sexuais (biológicas), mas são resultado de diferenciações de gênero, relativas a construções culturais que atribuem a determinados grupos características que não encontram respaldo no campo biológico, mas que acabam por legitimar as relações de poder. Desse modo, as relações sociais que se estabelecem em todas as esferas da sociedade tendem a ser “gendradas”, ou seja, marcadas por especificidades de gênero.

De acordo com Scott (1995), o termo gênero teve seu uso inicialmente difundido por feministas americanas que queriam enfatizar o caráter fundamentalmente social das distinções baseadas no sexo, ou seja, havia a rejeição ao determinismo biológico embutido em termos como sexo e diferença sexual. A palavra gênero aparece, então, para introduzir uma noção relacional, isto é, a idéia de que homens e mulheres são definidos em termos recíprocos, não se podendo entender um dos sexos sem levar em consideração o outro e explicitando que as relações sociais não se estabelecem em campos dicotômicos ou opostos, nos quais o feminino e o masculino encontram-se em territórios específicos e irreconciliáveis.

Entre as formas mais usuais do emprego de gênero na literatura, podemos identificar aquela apontada por Heilborn e Sorj (1999), que nos remete às idéias

de relações sociais entre os sexos. Nesse sentido, gênero traz a noção de que qualquer informação sobre as mulheres é necessariamente uma informação sobre os homens. São rejeitadas quaisquer explicações biológicas para as diferentes formas de subordinação das mulheres; os papéis designados a homens e mulheres passam a ser vistos como criações inteiramente sociais. Segundo Scott (1995, p. 76) “(...) o termo gênero torna-se uma forma de indicar construções culturais – a criação inteiramente social de idéias sobre os papéis adequados aos homens e às mulheres”. A utilização de gênero enfatiza a existência de um sistema de relações sociais que pode incluir sexo, mas que não é diretamente determinado por ele nem determina diretamente a sua sexualidade. Gênero pode ser visto, portanto, como uma categoria social aplicada a um corpo sexuado.

Assim, o desempenho dos papéis sociais previamente estabelecidos para cada sexo se dá por meio do comportamento de homens e mulheres, não só no que diz respeito a suas práticas – por exemplo, práticas de consumo – mas também em relação a suas representações. De acordo com as representações que homens e mulheres fazem de si mesmos e do mundo, se tornam capazes de explicar sua prática de acordo com suas próprias lógicas. Numa sociedade patriarcal, tais lógicas acabam por resultar em um relacionamento entre os sexos no qual a mulher ocupa posição e função social inferiores, subalternas (CORRÊA-PINTO, 1992).

Socializar diferentemente homens e mulheres leva a padrões de comportamento e escolhas distintos no futuro e à formação de *habitus* distintos para cada um desses grupos. O conceito de *habitus* é útil para o entendimento das diferenças percebidas nos padrões de consumo de homens e mulheres em sociedade. Para Bourdieu, os *habitus* equivalem aos princípios geradores das práticas distintivas, ou seja, correspondem ao “(...) princípio gerador e unificador que retraduz as características intrínsecas e relacionais de uma posição em um estilo de vida unívoco, isto é, em um conjunto de escolhas de pessoas, de bens, de práticas” (1996, p. 21). Está ligado à história individual; é um capital, que, sendo incorporado, apresenta-se como inato. Assim, o mesmo comportamento ou um mesmo bem pode ser valorado de formas diferentes por diferentes grupos das sociedades, dotados de determinados *habitus* e inseridos em um determinado ponto do espaço social.

Segundo Ortiz (2003, p. 54) os *habitus* definem

(...) sistemas de disposições duráveis, estruturas estruturadas predispostas a funcionar como estruturas estruturantes, isto é, como princípio gerador e unificador das práticas e das representações que podem ser objetivamente reguladas e regulares sem ser o produto da obediência a regras, objetivamente adaptadas a seu fim sem supor a intenção consciente dos fins e o domínio expresso das operações necessárias para atingi-los e coletivamente orquestradas, sem ser o produto da ação organizada de um regente.

A incorporação dessas estruturas estruturantes, ou seja, do *habitus*, dá-se em, e em relação a, um campo. Para Miguel (2001, p. 2),

de maneira sucinta (...) um campo é um sistema de relações sociais que estabelece como legítimos certos objetivos, que assim se impõem “naturalmente” aos agentes que dele participam. Esses agentes, por sua vez, interiorizam o próprio campo, incorporando suas regras, também de maneira “natural”, em suas práticas.

Todo campo traduz-se em um campo de forças, cuja necessidade se impõe aos agentes que nele se encontram envolvidos, que é inseparável de um campo de lutas, no interior do qual os agentes se enfrentam, com meios e fins diferenciados conforme sua posição na estrutura do campo de forças.

A cada campo corresponde um *habitus* e cada *habitus* é construído, por sua vez, a partir das características de seu campo específico. A relação entre campo e *habitus* é a base para refutar a visão utilitarista da ação, na qual os agentes são tratados como se fossem movidos por ações conscientes, como se colocassem conscientemente os objetivos de suas ações e agissem de forma a alcançá-los da maneira mais eficaz e eficiente possível. O motor da ação está justamente nessa relação entre *habitus* e campo, que faz com que o *habitus* contribua para determinar aquilo que lhe determina. As relações ingênuas entre o indivíduo e a sociedade são substituídas, na teoria da ação de Bourdieu (2001), pela relação construída entre o *habitus* e o campo, ou seja, entre a história feita corpo e a história feita coisa.

Conforme destaca Arán, a conquista da igualdade entre os sexos passa pela descoberta do que ela chama de “alavanca que possibilite saltar desses dualismos que estão impregnados tanto no sistema de pensamentos como nas organizações sociais” (2003, p. 409). A autora, porém, é cética quanto à possibilidade desse “salto”, referindo-se, então, a um poder improvável das mulheres. Tal ceticismo é compartilhado por Bourdieu quando ele destaca que a alteração desses *habitus* não é tarefa trivial. Marcados no inconsciente dos indivíduos, sua modificação requer mais do que simples tomada de consciência da posição ou da dominação a que os atores sociais estão submetidos; ela requer uma mudança nas disposições por eles incorporadas, algo certamente muito mais difícil e trabalhoso.

Os conceitos de gênero e *habitus* estão, portanto, na base dos diferentes comportamentos assumidos por homens e mulheres em cada sociedade. No caso deste trabalho, assume-se como referencial que a construção de papéis fundamentados em noções de gênero condicionam a inserção dos indivíduos na vida social segundo o seu sexo. Como os trabalhos produzidos pelos economistas nos últimos

anos mostram, a maior responsabilidade conferida às mulheres pelo espaço doméstico reflete-se em suas opções de consumo e oferta de trabalho. As seções seguintes expõem, de maneira clara, essas desigualdades.

### 3 CONSIDERAÇÕES METODOLÓGICAS

Inicialmente, é importante apresentar algumas breves considerações sobre a POF e sobre algumas definições metodológicas adotadas neste trabalho. Antes de tudo, cabe dizer que a POF de 2002-2003 foi a campo com seis questionários. O primeiro deles traz informações gerais sobre as condições do domicílio e sobre as características de todos os moradores, enquanto as informações sobre despesas com melhoria do domicílio e bens duráveis são coletadas no segundo questionário. No questionário três, chamado de caderneta de despesa coletiva, são registradas as aquisições de uso comum do domicílio com alimentação, higiene e limpeza. Os dados sobre despesas e recebimentos individuais estão concentrados, respectivamente, no quarto e no quinto questionários e o último traz informações de caráter subjetivo sobre as condições de vida das famílias.

As despesas informadas na POF são agregadas pelo IBGE em quatro grandes categorias: *a*) despesas de consumo, referentes a gastos com alimentação, habitação, vestuário, transporte, higiene e cuidados pessoais, assistência a saúde, educação, recreação e cultura, fumo, serviços pessoais e despesas diversas; *b*) outras despesas correntes, que englobam os pagamentos de impostos, contribuições trabalhistas, serviços bancários, previdência privada, entre outros; *c*) aumento do ativo; e *d*) diminuição do passivo. Cada uma dessas categorias e suas divisões internas pode ser desagregada até o nível dos produtos; assim, para a categoria alimentação, por exemplo, é possível saber a despesa com cada produto adquirido (arroz, farinha etc.). Importante destacar que no presente trabalho optou-se por considerar as despesas com aquisição de veículos como “aumento do ativo”, e não como “transportes”, como considerou o IBGE para a POF de 2002-2003. Isso porque tais despesas têm muito mais um caráter de formação de patrimônio, não devendo ser analisadas de maneira conjunta com aquelas mais relacionadas à manutenção do veículo ou aos gastos com transporte urbano, como ônibus, metrô etc.

Neste capítulo, as análises de despesa são realizadas em dois níveis, sendo um relacionado à unidade de consumo e outro aos indivíduos. A análise dos gastos das famílias, segundo o sexo do seu chefe, foi realizada com base na mesma agregação proposta pelo IBGE. Já no caso das despesas individuais, foram feitas algumas adequações. A primeira delas refere-se à retirada das despesas ditas coletivas, que correspondem aos gastos com alimentação e habitação, uma vez que para essas

informações não é possível saber quem realizou o gasto, já que elas são coletadas no questionário do domicílio e porque sua utilização é comum a todos, independentemente de quem efetive a despesa. Por outro lado, para as demais categorias procedeu-se a uma desagregação das informações, de modo que se pudesse perceber com maior clareza em quais áreas se concentram os gastos de mulheres e de homens.

Um dos limites da POF é o fato de que não é possível apurar quem consome o bem ou serviço, mas somente quem o adquire, isto é, quem paga por ele, pois quem paga é o responsável por anotar na caderneta de despesas individuais, um dos instrumentos da pesquisa. Da mesma forma, também não é possível, como bem apontam Silveira, Osório e Piola (2002, p. 720), “(...) captar toda a rede familiar que pode estar envolvida nas decisões sobre os gastos (...)”. A relação entre o gasto e a pessoa a quem aquele bem ou serviço se dirige ou a origem dos recursos destinados ao pagamento não é estabelecida. Assim, por exemplo, a mulher pode ser a responsável por adquirir um medicamento que se destina ao idoso da família e que foi comprado com os recursos dele.

É importante destacar que o conceito de “chefia” aqui utilizado não comporta nenhum sentido de poder ou autoridade exercida por um indivíduo sobre os demais membros da família.<sup>10</sup> Desde o Censo de 2000, com o intuito de eliminar essa conotação, as pesquisas realizadas pelo IBGE substituíram o termo “chefe” por “pessoa de referência”. O questionário da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) inclui a questão “Qual é o nome da pessoa que é a (principal) responsável por este domicílio?” e, em seguida, essa pessoa é identificada como “pessoa de referência” e são levantadas todas as informações a seu respeito, assim como a respeito dos demais moradores, que podem ser classificados nas seguintes “condições”: cônjuge, filho, outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico, parente do empregado doméstico. As mesmas classificações são utilizadas na POF para cada morador da unidade de consumo.

Assim, sempre que estamos falando de chafia nos referimos à pessoa de referência da unidade de consumo analisada, segundo os critérios da POF, ou seja, aquela pessoa responsável pelas principais despesas familiares (aluguel, prestação do imóvel ou outras despesas de habitação), ou, no caso em que nenhum morador satisfaz essas condições, aquela pessoa assim considerada pelos demais membros da família. Neste trabalho, a fim de simplificar o texto, optou-se pela utilização do termo “chefia”.

10. De acordo com Oliveira, Sabóia e Soares (2002) o primeiro recenseamento geral realizado no Brasil na época do Império já coletava informações sobre chafia de família e, naquele tempo, “por definição constante no próprio formulário, o chefe de família era (ou deveria ser) um homem”. No Censo de 1920, havia a orientação de que se deveria considerar como família “a pessoa que vive só e sobre si, em habitação, ou parte da habitação, ou certo número de pessoas, que, por parentesco, subordinação, hospedagem ou qualquer outra dependência vivem em economia comum no mesmo domicílio, *sob o poder, a direção ou a proteção de um chefe*, locatário ou dono de toda ou de parte da habitação” (OLIVEIRA; SABÓIA; SOARES, 2002, p. 3).

É preciso destacar, porém, as diferenças entre os conceitos de domicílio, família e unidade de consumo, tais como utilizados nas Pnads e na POF.

A POF é uma pesquisa realizada por amostragem, na qual são investigados os domicílios particulares permanentes. No domicílio, por sua vez, é identificada a unidade básica da pesquisa – unidade de consumo – que compreende um único morador ou conjunto de moradores que compartilham a mesma fonte de alimentação ou compartilham as despesas com moradia (IBGE, 2004, p. 18).

Domicílio, portanto, é a unidade amostral da pesquisa, e unidade de consumo equivale, na POF, ao termo “família”.

O que diferencia, basicamente, o conceito de família adotado na Pnad e na POF é que, no primeiro caso, o conceito de família refere-se às pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, sem referência explícita ao consumo ou a despesas, enquanto na POF é exatamente o compartilhamento de despesas que define uma família. Na realidade, o conceito de unidade de consumo aproxima-se mais do de domicílio que propriamente do de família, tal como utilizados na Pnad. Isso porque, se temos um domicílio onde coabitam, compartilhando despesas e consumo, um casal e sua filha e netos, para a Pnad são contabilizadas duas famílias, enquanto para a POF existe apenas uma unidade de consumo. No caso de famílias chefiadas por mulheres, esse fato fica bem claro, pois, de acordo com a POF de 2002-2003, a proporção de famílias (ou unidades de consumo) que tem uma mulher como chefe é 26,3%, enquanto na Pnad de 2004 a proporção de domicílios com chefia feminina é bem semelhante – 26,5% – diferindo, significativamente, da chefia de família, tomando-se o conceito de parentesco, que alcança 29,4%. Assim, neste trabalho os termos “família” e “unidades de consumo” têm o mesmo significado, mas se deve alertar para sua não-comparabilidade direta com as famílias que seguem o conceito da relação de parentesco.

#### 4 AS FAMÍLIAS CHEFIADAS POR MULHERES

Como este trabalho utilizará dados comparativos de gastos e rendimentos de famílias chefiadas por mulheres e por homens, cabe apresentar, aqui, um breve quadro com as principais características dessas famílias. Segundo os dados da POF de 2002-2003, existiam, no Brasil, no ano de referência da pesquisa, 12,7 milhões de famílias chefiadas por mulheres, o que representa 26,3% do total de famílias existentes no país.

A chefia feminina constitui-se em fenômeno predominantemente urbano. Apenas 8% do total de famílias chefiadas por mulheres encontram-se no meio

rural, enquanto entre os homens essa proporção é quase duas vezes maior, como mostra a tabela 1. Significa que, do total de famílias rurais, apenas 14,5% possuem chefia feminina. Para Azzoni *et al.* essa sobre-representação de homens chefes de família no meio rural pode ser explicada por fatores sociológicos e pelas próprias condições das atividades rurais. Para ele, “a relação de gênero no meio rural é mais machista do que aquela observada nas áreas urbanas, tanto pela dinâmica econômica

TABELA 1  
**Brasil: distribuição das famílias chefiadas por mulheres e por homens, segundo grandes regiões, grupos de idade e grau de instrução do chefe – 2002-2003**  
 (Em %)

	Famílias chefiadas por mulheres	Famílias chefiadas por homens
Brasil	26,3	73,7
Situação do domicílio		
Urbana	91,7	82,5
Não-metropolitana	44,0	33,9
Metropolitana	47,7	48,6
Rural	8,3	17,5
Grandes regiões		
Norte	5,8	6,7
Nordeste	26,7	24,7
Sudeste	45,6	44,9
Sul	15,3	16,3
Centro-Oeste	6,6	7,4
Grupos de idade do chefe de família		
16 a 24 anos	4,1	5,8
25 a 39	25,5	37,8
40 a 59	40,7	39,4
60 anos ou +	29,8	16,9
Grau de instrução do chefe de família		
Sem instrução	16,2	11,5
Alfabetizado	3,1	2,9
Ensino fundamental completo	49,7	57,0
Ensino médio completo	20,8	20,9
Ensino superior completo ou +	7,7	6,2
Ignorado	2,5	1,5

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração: Ipea/Disoc.

das áreas urbanas nos últimos anos quanto pelas mudanças sociais observadas e assimiladas mais rapidamente por estas regiões” (2005, p. 26).

A distribuição dessas famílias entre as grandes regiões apresenta poucas diferenças em relação à distribuição das famílias chefiadas por homens. Aproximadamente 45% delas concentram-se na região Sudeste, o que reflete a própria distribuição da população pelo país. Com relação aos rendimentos das famílias chefiadas por mulheres, de que se vai tratar com maior detalhamento nas próximas seções, observa-se que são sistematicamente inferiores aos masculinos e, para 44% dessas famílias, as transferências constituem o seu rendimento predominante, o que está relacionado à alta proporção de mulheres idosas vivendo com aposentadorias e pensões.

Seguindo a tendência que aponta para o maior nível de escolaridade das mulheres, enquanto 7,7% das chefes mulheres possuem ensino superior completo, essa proporção cai para 6,2% entre os homens chefes. Há também maior proporção de mulheres sem instrução em comparação aos homens (16% contra 11%), o que está relacionado, em grande parte, às condições educacionais das mulheres com 45 anos ou mais de idade, que ainda apresentam taxas elevadas de analfabetismo e superiores às encontradas para os homens.

O fenômeno da chefia de família feminina está relacionado com a crescente inserção das mulheres no mercado de trabalho desde a década de 1970, com as mudanças culturais, a dissolução dos casamentos e a maior expectativa de vida entre as mulheres. Isso faz com que cerca de 30% das chefes de família tenham idade igual ou superior a 60 anos: são mulheres, em geral viúvas, que vivem de aposentadorias e pensões, estando, assim, acima dos limites da pobreza.

De fato, pode-se observar um importante aumento do número de domicílios e famílias chefiadas por mulheres ao longo dos anos. Como as POFs anteriores estavam restritas à análise das regiões metropolitanas (RMs),<sup>11</sup> não é possível construir uma série histórica que nos permita visualizar esse crescimento a partir dessa pesquisa. Porém, de acordo com os dados da Pnad, apenas entre 1993 e 2004 houve um aumento de quase 7 pontos percentuais (p.p.) na proporção de domicílios chefiados por mulheres: segundo a última pesquisa, mais de 1/4 dos domicílios brasileiros (26,5%) era chefiado por mulheres.<sup>12</sup>

11. Nos anos de 1987-1988 e 1995-1996, a POF pesquisou as RMs de Porto Alegre, Curitiba, São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador, Recife, Fortaleza, Belém, o Distrito Federal e o município de Goiânia.

12. Analisando-se os dados dos censos demográficos, pode-se notar que em 50 anos a proporção de famílias chefiadas por mulheres cresceu 14 p.p., indo de 12,1%, em 1950, para 26,7%, em 2000.



As mulheres chefes de família, diferentemente dos homens na mesma posição, em geral não têm cônjuge, o que pode explicar em parte os rendimentos inferiores dessas famílias, bem como as semelhanças encontradas no perfil de gasto, uma vez que, mesmo nas famílias chefiadas por homens, existe uma mulher cônjuge que, supõe-se, tem influência nas decisões sobre o consumo e as responsabilidades específicas na distribuição dos gastos. Para o IBGE (2006, p. 279-280)

A questão da ausência do cônjuge nas estruturas familiares chefiadas por mulheres e as diferenças de inserção e desigualdade de rendimento entre homens e mulheres no mercado de trabalho, por exemplo, são algumas características que induzem a pensar que as famílias chefiadas por mulheres estariam em condições mais precárias e com maior incidência de pobres. O que se observou foi que entre as famílias chefiadas por homens 25,1% delas viviam com um rendimento familiar de até 1/2 salário mínimo *per capita*, enquanto nas famílias chefiadas por mulheres essa proporção era de 29,6%. Não obstante, essa proporção um pouco mais elevada para as famílias chefiadas por mulheres não é tão elevada a ponto de afirmar a existência de uma “feminização” da pobreza.

No estudo desenvolvido por Costa *et al.* (2005) nesse sentido, os autores fazem a distinção entre feminização da pobreza e sobre-representação das mulheres na pobreza, argumentando que a primeira deve levar em conta o aspecto temporal – se as mulheres vêm se tornando mais pobres ao longo do tempo – e a última deve tratar da comparação entre homens e mulheres – ou entre famílias chefiadas por eles ou por elas – a partir de uma definição de linha de pobreza em um único ponto no tempo. Uma das importantes conclusões a que os autores chegam, a partir da análise de dados de pesquisas domiciliares, é a de que há uma sobre-representação na pobreza apenas de pessoas que vivem em famílias chefiadas por mulher sem cônjuge e com filhos, o que também é verdade para famílias do tipo casal com filhos. De fato, o que se apreende desse estudo é a necessidade de se considerar a distribuição desigual intradomiciliar de recursos como forma de se perceber a situação de pobreza e desigualdades a que as mulheres, e as chefes de família particularmente, estão submetidas.

Dessa forma, conclui-se que os domicílios ou as famílias não podem ser considerados como um grupo de indivíduos com preferências ou oportunidades simétricas, que decidem em conjunto e entre os quais os recursos são distribuídos de maneira uniforme. Tendo em vista todas as assimetrias existentes no interior das famílias, o papel historicamente imposto às mulheres, o caráter de dominação que a relação entre homens e mulheres assumiu ao longo da história, nenhuma análise sobre pobreza que desconsidere a distribuição intrafamiliar de recursos abarcará todo o escopo da questão. Nas palavras de Quisumbing e Maluccio (1999, p. 1): “Existem crescentes evidências de que o domicílio não pode ser caracteriza-

do como um lugar onde as pessoas compartilham as mesmas preferências e agregam seus recursos”.

Essas evidências têm sido capazes, como foi observado na seção anterior, de estimular a disseminação das teorias econômicas de decisão domiciliar que consideram a existência de preferências distintas para os indivíduos, em detrimento daquelas chamadas unitárias e que consideravam o domicílio como uma soma de pessoas com as mesmas funções utilidade.

## 5 PERFIL DOS RENDIMENTOS DAS FAMÍLIAS SOB A ÓTICA DE GÊNERO

No que se refere às informações sobre rendimento das famílias,<sup>13</sup> os dados da POF mostram que as famílias chefiadas por mulheres têm menores rendimentos que as famílias chefiadas por homens qualquer que seja a análise considerada: por grandes regiões, estratos de renda, localização do domicílio<sup>14</sup> ou estrutura familiar. No entanto, deve-se levar em consideração que as famílias chefiadas por homens são mais numerosas, o que é explicado pelo fato de que, em sua imensa maioria, as famílias chefiadas por mulheres não possuem a figura masculina adulta. As mulheres chefes de família, em geral, são as únicas responsáveis pelo domicílio, enquanto nas famílias chefiadas por homens geralmente há a presença de uma mulher. Logo, enquanto no primeiro caso o tamanho médio da família era de 3,80 pessoas, no segundo esse número cai para 3,13. Com isso, apesar de os rendimentos das famílias chefiadas por mulheres serem inferiores, o rendimento *per capita* dessas famílias e daquelas com chefia masculina fica muito próximo: R\$ 499,9 e R\$ 502,6, respectivamente (ver tabela 2).

Os rendimentos não-monetários representam cerca de 14% do total de rendimentos das famílias brasileiras.<sup>15</sup> O peso relativo desses rendimentos é ligeiramente superior para as famílias chefiadas por mulheres (16% contra 14%), o que pode ser explicado pela maior concentração de mulheres na produção para autoconsumo e para o próprio uso.<sup>16</sup> A diferença não é tão significativa, uma vez

13. Importante considerar que nesses valores estão incluídos os rendimentos não-monetários auferidos pelas famílias e que são particularmente importantes para as famílias rurais, respondendo por cerca de 1/4 do seu rendimento total.

14. Com vistas a possibilitar a comparação com as POFs anteriores, que pesquisaram somente RMs, e pelo fato de regiões urbanas metropolitanas e não-metropolitanas apresentarem indicadores bem diferenciados, optou-se por um recorte espacial que contemple as áreas rurais, urbanas em geral, urbanas metropolitanas e urbanas não-metropolitanas.

15. Esses rendimentos, conforme definição do IBGE (2004, p. 33), correspondem à “parcela equivalente às despesas não-monetárias definidas como tudo que é produzido, pescado, caçado, coletado ou recebido em bens (troca, doação, retirada do negócio, produção própria e salário em bens) utilizados ou consumidos durante o período de referência da pesquisa e que, pelo menos na última transação, não tenha passado pelo mercado”.

16. Segundo a Pnad de 2004, enquanto 2,2% dos homens ocupados encontravam-se nesse tipo de atividade, uma proporção três vezes maior de mulheres estava na mesma situação: 6,6%.

TABELA 2

**Brasil: rendimento<sup>a</sup> familiar *per capita*, por sexo do chefe, segundo grandes regiões, localização do domicílio e tipo de família – 2002-2003**

(Em R\$)

	Rendimento <i>per capita</i> mensal total	
	Famílias chefiadas por homens	Famílias chefiadas por mulheres
Brasil	502,6	499,9
Grandes regiões		
Norte	293,1	276,7
Nordeste	269,7	286,8
Sudeste	651,7	661,4
Sul	586,5	603,7
Centro-Oeste	518,5	492,8
Localização do domicílio		
Urbano	566,9	533,5
Urbano não-metropolitano	476,6	411,6
Metropolitano	698,3	664,2
Rural	220,4	199,7
Tipos de família		
Com crianças de até 14 anos	369,2	313,2
Com idosos	558,6	535,7
Com crianças e idosos	325,2	305,1
Sem crianças nem idosos	516,6	531,9

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração: Ipea/Disoc.

<sup>a</sup> Inclui rendimentos monetários e não-monetários.

que os rendimentos não-monetários só são captados ao nível domiciliar e, portanto, as desigualdades entre homens e mulheres ficam diluídas nesta análise.

### 5.1 Composição dos rendimentos

A composição dos rendimentos das famílias brasileiras difere significativamente segundo o sexo do chefe, como pode ser visto pelo gráfico 1. Se o rendimento preponderante advém do trabalho tanto nas famílias chefiadas por mulheres quanto nas de chefia masculina, o peso relativo dessa renda é maior para as famílias cujo

chefe é um homem. Nestas, 65% do rendimento são oriundos do trabalho, enquanto entre as famílias chefiadas por mulheres essa proporção cai para 54%. Isso é resultado especialmente do fato de os homens apresentarem taxas de participação maiores no mercado de trabalho e auferirem rendimentos sistematicamente superiores aos das mulheres, bem como da alta proporção de mulheres idosas chefes de família, vivendo com aposentadorias e pensões. Na composição da renda do trabalho, destaque-se o peso dos rendimentos oriundos da posição de empregado (mais de 40% para os dois tipos de família), sendo que a maior diferença pode ser encontrada no rendimento do conta-própria, posição proporcionalmente menos ocupada pelas mulheres, equivalendo a 13% da renda das famílias chefiadas por homens e apenas 8% no caso de chefia feminina (ver tabela 3).

Já a importância do rendimento advindo de transferências é significativamente maior para as mulheres, representando 23,5% dos rendimentos das famílias por elas chefiadas. As transferências englobam aposentadorias, bolsas, pensões alimentícias, mesadas, doações e transferências transitórias (como auxílio-doença, seguro-desemprego, ganhos de jogos, heranças etc.). Para a renda dessas famílias, têm grande peso tanto a aposentadoria pública quanto as pensões alimentícias, mesadas e doações. Isso se deve ao número de dissoluções conjugais, aliado ao fato de que, em geral, são as mulheres que assumem os filhos nesses casos e, ademais, elas ainda apresentam taxas de atividade no mercado de trabalho inferiores às dos homens. As pensões representam 4,3% dos rendimentos das famílias de chefia feminina, comparados a 0,7% no caso dos homens. As aposentadorias e pensões públicas, por sua vez, representam 17,1% da renda nas famílias chefiadas por mulheres (e 72,9% do total das transferências), fato diretamente relacionado à predominância

GRÁFICO 1

**Brasil: distribuição dos rendimentos<sup>a</sup> das famílias, segundo o sexo do chefe, por tipo de rendimento – 2002-2003**

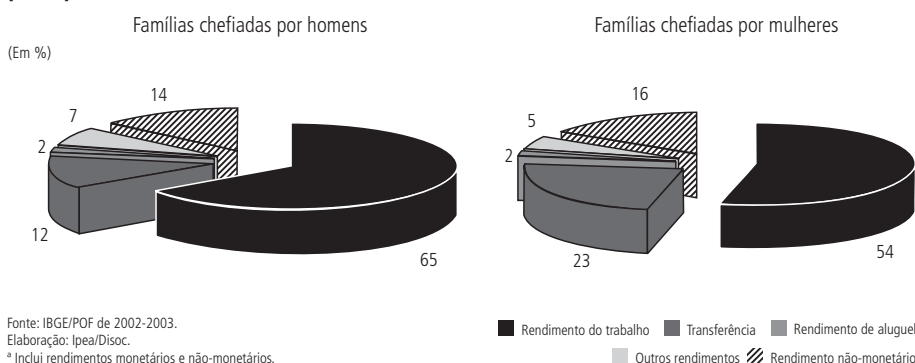


TABELA 3

**Brasil: composição dos rendimentos das famílias chefiadas por homens e por mulheres e dos chefes, segundo sexo – 2002-2003**

(Em %)

Tipo de rendimento	Famílias		Chefes	
	Chefiadas por homens	Chefiadas por mulheres	Homens	Mulheres
Trabalho	65,4	53,5	75,1	56,8
Empregado	44,1	40,8	47,4	43,6
Empregador	7,9	4,5	10,4	5,8
Conta-própria	13,3	8,1	17,2	7,4
Transferência	12,0	23,5	13,3	35,6
Aposentadoria pública	9,1	17,1	11,0	26,2
Aposentadoria privada	0,9	0,6	0,8	0,6
Bolsa de estudo	0,3	0,4	0,3	0,6
Pensão alimentícia, mesada ou doação	0,7	4,3	0,4	6,7
Transferências transitórias	1,0	1,1	0,8	1,6
Aluguel	1,8	1,9	2,3	2,7
De bens imóveis	1,6	1,7	2,1	2,5
De bens móveis	0,2	0,2	0,2	0,2
Outros rendimentos	6,9	5,0	9,3	4,8
Vendas esporádicas	4,2	2,1	5,9	2,2
Empréstimos	0,8	0,5	1,1	0,6
Aplicações de capital	1,2	2,0	1,4	1,2
Outros	0,6	0,6	0,9	0,7
Não-monetário <sup>a</sup>	13,9	16,0	–	–
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração: Ipea/Disoc.

<sup>a</sup> O rendimento não-monetário é coletado ao nível familiar, não sendo possível definir sua distribuição entre os membros familiares.

de mulheres chefes de famílias com idade superior a 60 anos, que se tornam viúvas e vivem desses benefícios.<sup>17</sup>

Ao se analisar a distribuição dos rendimentos somente dos chefes de família, percebe-se que as diferenças são ampliadas. A renda do trabalho passa a ter uma

17. Importante destacar que, conforme aponta Almeida (2002, p. 35), “no caso do benefício da aposentadoria, este pode ser originário de pensões deixadas pelos maridos, isto é, pode ocorrer uma ligeira confusão em distinguir aposentadoria e pensão por parte da entrevistada na hora de responder ao questionário da pesquisa”. No caso da POF, porém, dentro da categoria de aposentadoria encontram-se as pensões por morte, o que reduz sensivelmente esse problema, que é verificado com maior intensidade no caso das Pnads.

importância ainda maior para os homens chefes do que para as mulheres, representando 75% da renda do primeiro grupo e 57% da do segundo. Por outro lado, o peso dos rendimentos oriundos de transferências aumenta para as mulheres chefes, especialmente as de aposentadoria e pensão alimentícia (ver tabela 3). Isso pode ser explicado pelo grande número de famílias chefiadas por mulheres idosas – segundo dados da POF, aproximadamente 30% das mulheres responsáveis por domicílios tinham 60 anos ou mais de idade. As pensões alimentícias, mesadas e doações têm importância apenas para as mulheres chefes de família, representando, para esse grupo, cerca de 7% do total de rendimentos. Para os homens chefes a participação dessa categoria não alcança 1% do total do rendimento. Isso reflete o que já foi dito anteriormente acerca das dissoluções conjugais. As transferências oriundas dos programas governamentais – tais como o Bolsa Família – também têm maior peso para mulheres chefes do que para homens, uma vez que a titularidade desses benefícios é garantida, prioritariamente, às mulheres.

De fato, segundo estudo da Organização Internacional do Trabalho (OIT, 2005, p. 6) sobre a POF,

essas constatações demonstram que a desigualdade ocorre não somente entre os grupos da população, mas também entre e no interior das famílias. Ao considerar todas as contribuições aportadas aos lares – tanto as de caráter monetário como aquelas não-monetárias, como doações, programas públicos com merenda escolar ou distribuição de leite, aluguel de moradia para os não-inquilinos e outras – a distribuição desigual dos rendimentos torna-se evidente.

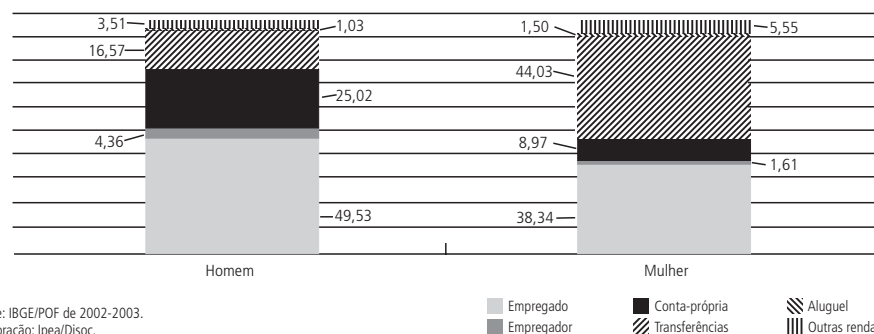
Mesmo muitas vezes sem cônjuge ou morando sozinhas – 18% dos domicílios chefiados por mulheres em 2000 eram unipessoais (IBGE, 2002) – as mulheres chefes de família contribuem com 67% da renda de seus domicílios, comparados a 71% no caso dos homens na mesma posição. Esse dado mostra que, devido à presença reduzida de cônjuges nas famílias chefiadas por mulheres, a contribuição dos filhos e de outros moradores (parentes e agregados) se torna relativamente mais importante nas famílias com chefia feminina do que naquelas chefiadas por homens. Segundo o estudo da OIT (2005), os filhos são responsáveis por 19% da renda das famílias chefiadas por mulheres e 12% das chefiadas por homens.

Finalmente, se analisarmos a distribuição dos rendimentos predominantes dos chefes de família, encontramos que 44% das mulheres chefes de família têm como rendimento predominante as transferências, em comparação a 25% dos homens. Já o rendimento do trabalho como empregador é o mais importante para 4,4% dos homens chefes de família e somente para 1,6% das mulheres na mesma posição. O gráfico 2 ilustra essa distribuição.

GRÁFICO 2

**Brasil: distribuição dos tipos de rendimento predominante dos chefes de família, por sexo – 2002-2003**

(Em %)



Uma vez apresentadas as principais características dos rendimentos de famílias chefiadas por homens e por mulheres e dos chefes, segundo seu sexo, a seção seguinte concentra-se no exame dos dispêndios das famílias brasileiras. São discutidos, inicialmente, os padrões de gasto das famílias com chefes de sexos distintos e, posteriormente, com vistas a aprofundar a análise, a composição dos dispêndios individuais de homens e de mulheres.

## 6 PERFIL DAS DESPESAS COM RECORTE DE GÊNERO

Ao tratar das despesas de famílias e indivíduos, optou-se, neste trabalho, por apresentar somente as distribuições, e não os valores nominais, das despesas familiares/individuais segundo o sexo do chefe. Isso porque como famílias chefiadas por homens – bem como seus chefes – auferem maiores rendimentos do que aquelas cuja chefia é feminina, qualquer análise comparativa dos valores nominais levaria quase sempre à conclusão de um maior gasto de homens, comparativamente ao de mulheres, qualquer que fosse o item de despesa analisado. Para que os diferenciais se evidenciem é importante olhar para a forma como homens e mulheres, e famílias chefiadas por eles, alocam de maneira distinta sua renda. Logo, qualquer análise comparativa a ser feita deve levar em consideração o peso relativo das despesas para famílias ou indivíduos.

### 6.1 Padrões de consumo de famílias chefiadas por homens e por mulheres

A tabela 4 traz a distribuição das despesas de famílias cuja chefia é feminina ou masculina, segundo os grandes grupos de despesa adotados pelo IBGE. Como estamos falando de gastos domiciliares, todas as despesas não-monetárias estão incluídas ao longo dos itens de consumo. Assim como os rendimentos não-monetários, as

TABELA 4

**Brasil: distribuição da despesa<sup>a</sup> mensal familiar por sexo do responsável, segundo tipos de despesas – 2002-2003**

(Em %)

Tipos de despesa	Distribuição da despesa média mensal familiar	
	Famílias chefiadas por homens	Famílias chefiadas por mulheres
Despesas de consumo	75,3	80,7
Alimentação	17,3	16,5
Habitação	27,9	33,8
Vestuário	4,6	5,0
Transporte	9,7	7,7
Higiene e cuidados pessoais	1,7	2,1
Assistência à saúde	5,3	5,7
Educação	3,3	3,6
Recreação e cultura	1,9	2,1
Fumo	0,6	0,6
Serviços pessoais	0,8	1,0
Despesas diversas	2,2	2,6
Outras despesas correntes	11,1	10,0
Aumento do ativo	11,7	7,5
Diminuição do passivo	2,0	2,0
Total	100,0	100,0

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração: Ipea/Disoc.

<sup>a</sup> Inclui despesas monetárias e não-monetárias.

despesas desse tipo correspondem a tudo que foi produzido, caçado, coletado, pescado ou recebido em troca, e que pelo menos na última transação não tenha passado pelo mercado. A valoração desses bens foi realizada, na POF, pelos próprios informantes, que atribuíram valores segundo os preços vigentes no mercado local.<sup>18</sup>

Ao se examinar o perfil das despesas das famílias chefiadas por mulheres e das famílias chefiadas por homens, considerando-se os grandes grupos de despesa,

18. Segundo o IBGE (2004, p. 25), "O aluguel atribuído ao domicílio cuja condição de ocupação era diferente de alugado foi o único serviço contabilizado como despesa não-monetária".



chamam a atenção as diferenças percebidas em alguns dos itens, especialmente habitação, transporte, aumento do ativo e outras despesas correntes. De fato, as famílias chefiadas por mulheres gastam proporcionalmente mais com: habitação, vestuário, higiene, saúde, educação, cultura e serviços pessoais; e as chefiadas por homens gastam mais com: transporte, aumento do ativo, alimentação e outras despesas correntes.

É importante, antes de se iniciar a análise de cada uma dessas diferenças, assinalar que dois fatores influenciam de maneira decisiva esse comportamento distinto das famílias cujos chefes são homens e daquelas cujos chefes são mulheres. O primeiro deles diz respeito à renda. Nesse particular, conforme a OIT (2005, p.8), cabe observar que

cada família possui um padrão de consumo distinto, dado pela sua composição (número, idade, condições de saúde de seus membros), por seus hábitos e, principalmente, pela sua renda. Assim, quanto maior a renda da família, mais disponibilidade haverá para o consumo de bens e serviços para além daqueles considerados básicos, o que significa que estes terão peso relativamente menor no orçamento familiar. Inversamente, quanto mais pobres as famílias, maior o peso relativo que determinados itens terão, como alimentação, habitação e transporte, exemplos clássicos de itens fundamentais.

De maneira complementar, a questão das “preferências” também contribui na construção das diferenças entre perfis de gastos desses dois tipos de família. Cabe lembrar que quando falamos de preferências, estamos tratando na verdade de escolhas condicionadas por uma socialização que atribui às mulheres a responsabilidade pelo domicílio e aos homens pelas atividades realizadas no ambiente público e pelo sustento da casa. Como já mencionado por Bourdieu, essas preferências, que se transformam em *habitus* de consumo, são internalizadas de tal maneira pelos indivíduos, segundo seu sexo, que não há um questionamento sobre os papéis que a eles foram atribuídos. Ainda que haja uma tomada de consciência sobre as posições desiguais ocupadas por homens e mulheres, muito tem que ser feito para que esses *habitus* sejam quebrados.<sup>19</sup>

Um primeiro dado importante da tabela 4 refere-se ao elevado peso dos itens de consumo no orçamento das famílias, sejam chefiadas por homens ou por mulheres. As despesas de consumo – que se referem à aquisição de bens e serviços

19. Segundo o autor, as “revoluções simbólicas” supõem uma revolução mais ou menos radical dos instrumentos de conhecimento e das categorias de percepção. Por se apoiar em uma crença, apenas a crise dessa crença será capaz de levar a uma crise da economia dos bens simbólicos. A crise traduz-se em uma ruptura do acordo entre as estruturas mentais e as estruturas objetivas, mas não resulta de uma simples tomada de consciência, pois a inércia resultante da inscrição das estruturas sociais nos corpos faz com que movimentos no sentido de romper esse processo devam ser acompanhados de mudanças nessas estruturas.

para o atendimento das necessidades e desejos pessoais dos membros das famílias – foram responsáveis por 75,3% das despesas das famílias chefiadas por homens e por 80,7% das chefiadas por mulheres. No caso da chefia feminina, essas proporções variam de 76% na região Sul até 86% na Norte, atingindo 89% no meio rural. Isso significa uma menor participação – para as famílias com chefes mulheres – de despesas com tributos e contribuições trabalhistas (que estão na categoria “outras despesas correntes”), e com o aumento do ativo<sup>20</sup> e diminuição do passivo,<sup>21</sup> ou seja, as famílias cuja chefia é feminina concentram seus gastos proporcionalmente mais na aquisição de bens e serviços essenciais para o consumo cotidiano.

Os maiores gastos, para ambas as famílias, concentram-se nas categorias de habitação – entre as quais se encontram os valores mensais imputados aos imóveis sem custo de aluguel – e alimentação (ver tabela 5). Apenas nessas duas categorias as famílias brasileiras gastam 46,3% de seu orçamento; para as chefiadas por homens esse peso é de 45,2% e para as chefiadas por mulheres, mais da metade do orçamento (50,3%). Os gastos com fumo são os menores para qualquer um dos tipos de família, respondendo por apenas 0,6% do total das despesas.

No caso da habitação, os gastos das famílias chefiadas por mulheres são proporcionalmente superiores; e, no caso dos transportes, são superiores os gastos das famílias de chefia masculina. Essas diferenças também podem ser percebidas se examinadas as despesas dessas famílias por grandes regiões, situação do domicílio e recorte de renda.

Uma das hipóteses explicativas refere-se ao fato de que os homens apresentam maiores taxas de participação no mercado de trabalho, o que implicaria maiores gastos com locomoção. E, ainda, no caso de famílias que possuem veículo próprio, por questões históricas e culturais, o papel de manutenção dos veículos é imputado aos homens, bem como, em geral, seus gastos. Cabe lembrar que, diferentemente do IBGE, não está computado nessa categoria o item “aquisição de veículos”, que neste estudo compõe as despesas com aumento do ativo.

No que diz respeito à habitação, cabe destacar que no diagnóstico desse setor, constata-se não somente a questão do déficit habitacional, mas também o elevado preço da moradia. De acordo com o *Radar Social*, publicado pelo Ipea (2005, p. 98-99):

20. Nessa categoria encontram-se os gastos com aquisição de veículos, imóveis, construção e melhoramento de imóveis próprios e outros investimentos, como títulos de capitalização, terrenos etc. Segundo o próprio IBGE o aumento do ativo pode ser entendido como aumento do patrimônio familiar.

21. Agregam as despesas com pagamentos de débitos com empréstimos pessoais, carnê de mercadorias, dívidas judiciais e prestação de imóvel.

(...) um grave problema habitacional brasileiro é o ônus imposto pelo pagamento do aluguel, que desvia importantes recursos do orçamento familiar para custear a moradia que compromete a capacidade das famílias de satisfazer outras necessidades básicas, como alimentação, saúde, educação e lazer. A participação do aluguel na renda é um dos indicadores-chave para sintetizar o funcionamento do mercado habitacional e avaliar a acessibilidade econômica à habitação. Uma participação muito acentuada do aluguel na renda pode indicar limitações na oferta de habitações ou descompasso entre os preços das moradias e o nível de renda da maioria da população. Considerou-se comprometimento excessivo com o pagamento do aluguel um valor superior a 30% da renda familiar. Esse parâmetro é usado internacionalmente para determinar a capacidade de pagamentos pelos serviços da moradia, sendo, também, utilizado nos contratos de financiamento habitacional da Caixa Econômica Federal.

Ora, as famílias chefiadas por mulheres comprometem mais que 30% da renda com habitação em todos os estratos de renda, em todas as regiões do país, tanto nas áreas rurais quanto nas urbanas e metropolitanas, sendo que esse valor chega a quase 38% entre as famílias chefiadas por mulheres pertencentes aos estratos

TABELA 5

**Brasil: ranking das despesas<sup>a</sup> segundo ordem de importância no orçamento familiar, por sexo do responsável – 2002-2003**

Famílias chefiadas por homens	Famílias chefiadas por mulheres
Habitação	Habitação
Alimentação	Alimentação
Aumento do ativo	Outras despesas correntes
Outras despesas correntes	Transporte
Transporte	Aumento do ativo
Assistência à saúde	Assistência à saúde
Vestuário	Vestuário
Educação	Educação
Despesas diversas	Despesas diversas
Diminuição do passivo	Higiene e cuidados pessoais
Recreação e cultura	Recreação e cultura
Higiene e cuidados pessoais	Diminuição do passivo
Serviços pessoais	Serviços pessoais
Fumo	Fumo

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração: Ipea/Disoc.

<sup>a</sup> Inclui despesas monetárias e não-monetárias.

inferiores de renda (entre as chefiadas por homens no mesmo estrato esse valor é de 31%). Isso não significa que todo esse gasto esteja sendo feito com pagamento de aluguel, uma vez que no item “habitação” entram também os gastos com serviços e taxas, manutenção e consertos de artigos do lar, artigos de limpeza, mobiliários e eletrodomésticos. No entanto, não se pode ignorar o elevado peso que despesas desse tipo têm no orçamento das famílias brasileiras e, em particular, daquelas chefiadas por uma mulher.

O gasto com habitação, como será analisado a seguir, constitui uma das despesas mais essenciais para uma família, ao lado da alimentação. E as mulheres brasileiras responsáveis por suas famílias que percebem baixos rendimentos chegam a comprometer mais de 70% de sua renda somente com esses dois itens. Os gastos com habitação e, particularmente, com aluguel, atingem mais especialmente as famílias chefiadas por mulheres, que, muitas, vezes, são vítimas de violência doméstica e abandonam suas casas e seus bens para escapar dessa situação. Cabe lembrar que entre os tipos de violência frequentemente praticados contra as mulheres, os estudos destacam a violência patrimonial.<sup>22</sup>

No que se refere às despesas com alimentação, pouca diferença se observa na proporção do orçamento destinada a esse tipo de gasto entre famílias com chefes homens e mulheres. Enquanto para as primeiras corresponde a 17,3% dos gastos, para as últimas é de 16,5%. Entre as regiões, são as famílias do Norte e Nordeste as que mais gastam com bens alimentares (23%, aproximadamente), mas, em geral, não há diferenças expressivas entre famílias com chefes homens ou mulheres. Interessante notar que, ainda que os gastos com alimentação sejam semelhantes, a percepção de insuficiência no consumo de alimentos pelas famílias é maior naquelas chefiadas por mulheres. Como será visto nas seções posteriores, para 16,9% das famílias chefiadas por mulheres a quantidade de alimento consumida foi considerada “normalmente insuficiente”, já entre as chefiadas por homens essa proporção foi de 12,7%.

A maior diferença no gasto com alimentos entre as famílias chefiadas por homens e por mulheres é encontrada no primeiro estrato de renda.<sup>23</sup> Com efeito, entre as famílias chefiadas por mulheres situadas no décimo mais pobre de sua

22. Na Lei 11.340/06, que “cria mecanismos para coibir a violência doméstica e familiar contra a mulher”, define-se violência patrimonial como “qualquer conduta ilegítima que configure retenção, subtração, destruição parcial ou total de objetos, instrumentos de trabalho, documentos pessoais, bens, valores e direitos ou recursos econômicos, incluindo os destinados a satisfazer suas necessidades” (Art. 7º, IV). Não há números sobre a questão no Brasil, somente evidências não-sistematizadas.

23. Os estratos de renda foram calculados separadamente para mulheres e homens. Assim o primeiro estrato das famílias chefiadas por mulheres é diferente do das famílias chefiadas por homens.

distribuição, 33% do orçamento são gastos em bens alimentares, enquanto nas famílias com chefes homens esse valor sobe para 39%. Ao longo dos estratos essa diferença diminui, até que no décimo estrato as proporções se igualam. Mais uma vez se destaca, aqui, a importância do nível de rendimento para a determinação dos padrões de consumo, pois, enquanto entre as famílias de mais baixa renda os gastos com alimentação ultrapassam os 30%, nas famílias mais ricas ele é pouco mais de 10%.

Chama a atenção, ainda, o peso das despesas com alimentação para os domicílios da zona rural, comparativamente mais alto tanto para as famílias chefiadas por mulheres (31,7%) quanto para as famílias com chefia masculina (30,4%). Nas RMs, esses valores são, respectivamente, de 14,0% e 14,6%. Segundo Azzoni *et al.* existem diferenças significativas entre o perfil orçamentário de famílias rurais e urbanas (metropolitanas ou não). Nesse sentido, “a participação dos gastos alimentares em quase 1/3 do orçamento e os pesos menores das ‘outras despesas correntes’ e dos gastos com habitação são aspectos diferenciadores do orçamento das famílias rurais frente às estruturas de dispêndio dos domicílios metropolitanos e urbanos” (2005, p. 6). Nas RMs os gastos alimentares são apenas a terceira maior despesa realizada pelas famílias. Essa diferença se deve em grande parte à grande importância dos gastos alimentares não-monetários nas famílias rurais (produção para autoconsumo) e ao fato de que no meio urbano os custos de transporte e habitação pressionam os gastos alimentares, que, ainda segundo Azzoni *et al.*, serão por vezes insuficientes, mesmo com rendas relativamente satisfatórias.

As famílias chefiadas por homens gastam proporcionalmente mais com “aumento do ativo”, o que pode ser explicado pelo maior rendimento auferido pelos homens, permitindo a aquisição de patrimônio, além, claro, de uma “preferência” maior por esse tipo de gasto, uma vez que promover o aumento no patrimônio familiar confere maior *status* e prestígio aos membros da família. Este é um importante dado, que repercute tanto para a segurança da família representada por um imóvel, especialmente a casa própria, quanto para as gerações futuras. As mulheres, quando chefiam uma família sozinhas, encontram maiores dificuldades para adquirir imóveis, veículos ou realizar outros investimentos que possam ser deixados de herança para seus filhos. A diferença percebida se mantém nas áreas urbanas, rurais e metropolitanas e entre as grandes regiões, sendo o Sul a região que mais gasta nesse item (13%).

Na análise por estrato de renda, percebe-se claramente essa distinção: a despesa com aumento do ativo constitui para as famílias chefiadas por homens um dos cinco maiores gastos mensais, independentemente do estrato de renda em que se

encontram, sendo que na média nacional ela é o terceiro maior item de dispêndio. No caso das famílias chefiadas por mulheres, somente a partir do oitavo décimo de renda, o gasto com aumento do ativo figura entre as cinco principais despesas familiares. Isso quer dizer que, na cesta de despesas a serem priorizadas, somente as famílias de chefia feminina que possuem rendimentos acima de R\$ 1.300 mensais podem dedicar um montante de renda mais expressivo à construção de seu patrimônio, fato que pode ser diretamente relacionado ao menor comprometimento da renda com despesas essenciais.

## 6.2 Os dispêndios com itens básicos

Uma análise importante a ser feita diz respeito ao percentual do orçamento familiar despendido com itens considerados “básicos”. Tal definição pode ser discutida e, certamente, podem surgir diferentes concepções acerca do que é essencial para um ser humano viver. Neste trabalho, optamos por fazer uma separação entre tipos de despesas essenciais e tipos de despesas de segunda necessidade. Os primeiros são: habitação, alimentação e saúde. Os últimos são: vestuário, transporte e educação. Todos esses itens estão bem distantes do que pode se considerar “supérfluo” num orçamento familiar, sendo que os primeiros estão mais relacionados à sobrevivência (morar, comer, manter-se saudável) e os demais à possibilidade de atuação social, produção, socialização e convivência (vestir-se – gasto considerado essencial, mas que não necessariamente é feito a curtos espaços de tempo; locomover-se e estudar).

A partir disso, temos que o comprometimento do orçamento com esses itens é diferenciado para famílias chefiadas por homens e famílias chefiadas por mulheres. Estas últimas tendem a gastar mais com os itens essenciais, como pode ser visto na tabela 6.

O montante despendido com despesas consideradas essenciais é ainda mais relevante para as famílias chefiadas por mulheres residentes nas regiões menos

TABELA 6  
**Brasil: proporção do orçamento destinada a itens de despesa básicos, segundo sexo do chefe – 2002-2003**  
(Em %)

	Famílias chefiadas por homens	Famílias chefiadas por mulheres
Grupo 1 – habitação + alimentação + saúde	50,4	56,0
Grupo 2 – transporte + vestuário + educação	17,6	16,3
Percentual de comprometimento do orçamento com itens básicos	68,0	72,3

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração: Ipea/Disoc.

desenvolvidas do país. Nas regiões Norte e Nordeste, essas famílias gastam, respectivamente, 78,1% e 75,6% de seus orçamentos com habitação, alimentação, saúde, transporte, vestuário e educação. Já as famílias de chefia feminina residentes em áreas rurais chegam a gastar, na média nacional, 82,3% com essas despesas, o que revela a maior impossibilidade por parte dessas famílias de investir em ampliação do patrimônio, por exemplo, pois seu orçamento se destina predominantemente à sobrevivência (67,7% apenas para os itens considerados essenciais). Essa observação pode ser confirmada quando constatamos que, no caso das famílias chefiadas por mulheres pertencentes ao primeiro décimo de renda, o percentual despendido com aquelas despesas básicas alcança 88,7%.

O nível de comprometimento da renda familiar com despesas consideradas básicas para a manutenção da família está ligado ao empobrecimento geral da população, que, na média, tem poucas possibilidades de destinar montantes mais significativos de sua renda para a construção do patrimônio, para atividades culturais, para a aquisição de bens etc. Esse quadro é ainda mais expressivo para as famílias de chefia feminina, que despendem mais com habitação, educação, saúde e vestuário.

É relevante perceber que, em alguma medida, o sexo do chefe determina diferenças no peso dado a cada uma das despesas, que, mesmo que sutis, revelam a forma distinta pela qual homens e mulheres definem seus itens de consumo. Podemos dizer, por exemplo, que nas famílias chefiadas por mulheres vestuário e higiene são itens priorizados – em comparação às demais famílias – porque as mulheres dão mais importância a essas questões do que os homens? A POF não nos oferece elementos para afirmações como essa, mas nos dá elementos importantes, a serem explorados em trabalhos mais aprofundados, que se debrucem mais detidamente sobre a composição das famílias, as múltiplas variáveis que podem estar relacionadas às preferências e ao consumo, entre outras questões.

Uma primeira tentativa nesse sentido consiste em examinar as diferenças no peso relativo de cada grupo de despesa para as famílias com crianças, com idosos, sem crianças e idosos e com ambos, levando em consideração o sexo do chefe. As diferenças entre as famílias chefiadas por mulheres e as chefiadas por homens não são tão expressivas nessa comparação. Porém, podem ser tecidas algumas considerações gerais: a presença de idosos tende a aumentar os gastos não somente com saúde, mas também com habitação,<sup>24</sup> a presença de crianças tende a aumentar as despesas com vestuário, higiene e educação; as famílias que mais gastam com

24. Para maiores informações sobre os gastos e recebimentos de famílias com idosos, ver Almeida (2002) e o capítulo 7 deste livro.

transporte são aquelas sem crianças ou idosos e são elas que também despendem proporcionalmente mais com cultura (ver tabela 7).

Algumas diferenças relacionadas ao sexo do chefe chamam a atenção. A primeira delas refere-se à proporção mais alta dos gastos com alimentação das famílias chefiadas por mulheres que possuem crianças e idosos, se comparadas aos mesmos tipos de famílias chefiadas por homens. Esse fato é interessante, uma vez

TABELA 7  
**Brasil: distribuição da despesa<sup>a</sup> mensal familiar por estrutura familiar, segundo tipos de despesas – 2002-2003**  
(Em %)

Tipos de despesa	Distribuição da despesa média mensal familiar							
	Famílias chefiadas por homens				Famílias chefiadas por mulheres			
	Com crianças de até 14 anos	Com idosos	Com crianças e idosos	Sem crianças e idosos	Com crianças de até 14 anos	Com idosos	Com crianças e idosos	Sem crianças e idosos
Despesas de consumo	76,2	77,5	79,1	75,0	82,3	82,1	83,5	80,4
Alimentação	18,7	17,6	20,1	17,1	19,1	17,9	22,0	16,0
Habituação	27,7	30,2	28,7	27,8	32,6	36,7	32,2	33,9
Vestuário	5,1	3,8	5,2	4,5	5,8	4,0	5,7	4,9
Transporte	9,6	8,7	8,9	9,8	7,6	6,3	6,9	7,8
Higiene e cuidados pessoais	1,8	1,5	1,9	1,7	2,4	1,8	2,5	2,0
Assistência à saúde	4,6	8,4	6,1	5,2	4,8	7,5	5,6	5,7
Educação	3,5	2,2	3,1	3,3	4,3	2,3	3,3	3,6
Recreação e cultura	1,9	1,5	1,8	1,9	2,0	1,6	1,8	2,1
Fumo	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,8	0,6
Serviços pessoais	0,8	0,7	0,8	0,8	1,0	0,9	0,9	1,1
Despesas diversas	2,0	2,3	1,9	2,2	2,2	2,6	1,9	2,7
Outras despesas correntes	10,0	10,9	9,2	11,2	8,0	9,7	7,8	10,1
Aumento do ativo	11,7	9,9	9,9	11,8	7,8	6,8	7,3	7,5
Diminuição do passivo	2,0	1,7	1,8	2,0	1,9	1,3	1,5	2,0
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração: Ipea/Disoc.

<sup>a</sup> Inclui despesas monetárias e não-monetárias.



que quando analisamos a média nacional é possível perceber que a proporção do orçamento gasta com alimentação é muito semelhante para famílias com chefes homens e com chefes mulheres, com uma pequena diferença a mais para as primeiras (17,3% e 16,5%, respectivamente). No entanto, esse quadro se reverte quando se fala de famílias com filhos e idosos, passando, então, as famílias chefiadas por mulheres a despenderem mais recursos com alimentação, em comparação às chefiadas por homens. Em ambos os casos, são as famílias com essa estrutura específica as que mais gastam com alimentação, o que pode ser explicado pelas necessidades de alimentação de crianças em idade mais jovem e da população mais idosa, o que justificaria, ao menos em parte, o maior peso no orçamento. Tal necessidade, porém, se coloca para todas as famílias, independentemente do sexo do chefe, o que traz novamente à tona a dimensão de gênero, das responsabilidades e dos papéis sociais atribuídos à mulher. Se são responsabilidades das mulheres os cuidados com filhos, idosos e doentes, então essa questão parece estar sendo levada em conta pelas famílias no momento da decisão de alocação de recursos, o que faz com que as despesas relacionadas ao cuidado constituam prioridades maiores para as mulheres.

Outra diferença digna de menção é a dos gastos com habitação. Se na média nacional as famílias chefiadas por mulheres tendem a ter um gasto com despesas em habitação que supera o das famílias chefiadas por homens em quase 6 p.p., no caso das famílias “com crianças e sem idosos” essas diferenças são reduzidas, passando a 3,5 p.p. – e representando 28,7% dos gastos para as famílias com chefia masculina e 32,2% para as de chefia feminina. Esse é um dado que merece estudos mais aprofundados, mas o que se pode supor é que, uma vez que não há idoso na família, a renda familiar tende a ser menor (pois os idosos contribuem significativamente para o orçamento doméstico), o que, junto com os maiores gastos demandados pela presença de uma criança (educação, vestuário, saúde, alimentação), acaba por pressionar o orçamento de todas as famílias, reduzindo os gastos com habitação, talvez mais em questões como eletrodomésticos e manutenção do lar e menos em aluguel. Mais uma vez, porém, cabe ressaltar que esses dados devem ser testados e controlados por diferentes fatores, como tamanho das famílias, região e renda.

Os dados apresentados nesta subseção indicam a maior importância de alguns gastos para as famílias chefiadas por mulheres, os quais são distintos daqueles priorizados pelas famílias chefiadas por homens. No entanto, para uma série de itens, tradicionalmente associados a atribuições femininas, como saúde e educação, não foi possível observar diferenças significativas entre esses dois tipos de família. Com efeito, os gastos com saúde foram responsáveis pelo comprometimento de

5,3% e 5,6% do orçamento de famílias com chefes homens e mulheres, respectivamente. Já as despesas com educação responderam por 5,3% e 5,7% dos respectivos orçamentos.

Essa diferença pequena pode ser explicada pelo fato de gastos com educação, saúde, alimentação – ou qualquer um daqueles itens considerados como básicos na seção anterior – serem gastos necessários. Qualquer que seja a estrutura familiar, existirão gastos relevantes com esses itens. O que importa para um estudo como este, que se preocupa com a dimensão de gênero, é identificar a responsabilidade por essas despesas. De fato, em famílias chefiadas por homens, geralmente há uma mulher, e deve haver, portanto, uma certa divisão de responsabilidades por determinados gastos. Não é possível saber quem gasta em quê quando se analisam dados relativos às famílias. Portanto, com o objetivo de aprofundar essa análise, a subseção seguinte apresenta a composição dos gastos individuais de homens e de mulheres.

### 6.3 Padrões de consumo individuais de homens e de mulheres

Para a análise dos gastos individuais devem ser descartadas as despesas realizadas com habitação e alimentação que, como pôde ser visto, representam um montante significativo do orçamento das famílias brasileiras. Isso porque essas despesas, consideradas de uso comum do domicílio, são coletadas por meio do questionário e da caderneta de despesa coletiva e, dessa forma, não se sabe quem foi o responsável por realizar aquele gasto. Os demais gastos, caracterizados como de uso ou finalidade individual, são levantados por meio do questionário de despesa individual, em que cada morador se identifica, possibilitando uma comparação entre as despesas realizadas por mulheres e por homens, independentemente de sua posição na família.

Assim, por meio da análise desses dados, é possível perceber diferenças mais precisas e pontuais acerca do consumo de homens e mulheres, sem desconsiderar que o indivíduo não necessariamente realiza a despesa com seus próprios rendimentos e, tampouco, adquire bens ou serviços somente para usufruto próprio. O que os dados permitem inferir é sobre a quem cabe a realização de determinados gastos, o que é exatamente o tipo de informação interessante para uma análise que considera a construção social de responsabilidades de homens e de mulheres. Com vistas a examinar os diferenciais de gênero, optou-se, também, por uma nova desagregação das despesas, de modo a separar, por exemplo, a aquisição de roupas para crianças e roupas para adultos.

A primeira análise dos gastos individuais foi feita considerando-se apenas homens e mulheres com mais de 16 anos. Os resultados estão apresentados na tabela 8 e apontam para diferenças bem expressivas nos padrões de consumo dos indivíduos segundo seu sexo. Indicam, também, que os gastos masculinos são mais concentrados do que os femininos e que são realizados em categorias bastante distintas. Enquanto para os homens os três itens de maior peso orçamentário são veículos, transportes e outros imóveis, os quais, juntos, somam 47,6% do total das despesas, para as mulheres os maiores gastos são feitos em saúde, roupas e transportes, que somam 35,7% do total.

A análise dos dados da tabela permite concluir que mulheres e homens distribuem seus gastos pelo orçamento de acordo com os papéis de gênero tradicionalmente imputados pela sociedade. Os maiores gastos realizados pelas mulheres com as crianças e com saúde estão intimamente relacionados ao papel de cuidado historicamente reservado a elas. Dessa forma, em comparação aos homens, são elas que adquirem proporcionalmente muito mais produtos farmacêuticos, brinquedos e materiais de recreação, roupas de criança, artigos para o lar e gastam mais com bens e serviços de assistência à saúde e de educação. O papel de cuidadora e de responsável pelo trabalho de reprodução e pela manutenção do lar, no que diz respeito às atividades domésticas, explica a distribuição das despesas das mulheres.

As mulheres também gastam muito mais com produtos relacionados aos cuidados pessoais,<sup>25</sup> com roupas de mulher, bolsas, calçados e cintos. Nesse caso, a explicação também pode ser encontrada na teoria sociológica, mas não no que se refere aos papéis sociais que atribuem à mulher o papel de cuidadora, e sim na teoria de gênero quando esta trata da construção social do que é ser mulher e do que é ser homem. Assim, artigos como cremes, perfumes, bolsas e calçados figuram no imaginário coletivo como pertencentes ao universo feminino. Logo, as meninas desde pequenas são estimuladas a utilizarem produtos como esses, aprendem que devem cuidar de seus corpos, utilizando cremes, perfumes e freqüentando salões de beleza, por exemplo. Por outro lado, para os meninos há um desestímulo social a esse comportamento que não é associado a características de virilidade e masculinidade.

Já os homens gastam significativamente mais com transportes e, especialmente, com veículos, categoria na qual estão incluídos gastos com acessórios e manutenção de veículos (como óleo lubrificante, peças mecânicas, mão-de-obra de conserto, alarme, conserto de bicicleta, guincho, peças e acessórios para bicicleta etc.); documentação, seguro e outros gastos (emplacamento de automóvel,

25. Inclui gastos com artigos de toucador (escova de cabelo, pente, perfume, talco, maquiagem etc.) e serviços pessoais, como cabeleireiro, barbeiro, engraxate, costureira, entre outros.

TABELA 8

**Brasil: distribuição da despesa<sup>a</sup> mensal individual de homens e mulheres com 16 anos ou mais de idade, segundo tipos de despesas – 2002-2003**

(Em %)

Tipos de despesa	Peso relativo na despesa média mensal individual	
	Homens	Mulheres
Transportes	13,4	10,6
Veículos	22,7	8,8
Educação	5,3	8,2
Cultura e lazer	8,0	8,0
Saúde	8,4	15,3
Serviços de assistência à saúde	5,5	8,0
Produtos farmacêuticos	2,9	7,3
Cuidados pessoais	1,9	7,1
Alimentação fora de casa	7,7	6,9
Roupas	4,1	9,8
De homem	3,0	1,4
De mulher	0,5	6,1
De criança	0,6	2,3
Bolsas, calçados e cintos	1,6	3,6
Jóias, relógios etc.	0,7	0,9
Brinquedos e material de recreação	0,6	0,8
Jogos e apostas	0,6	0,4
Fumo	1,2	1,0
Comunicações	0,4	0,6
Artigos para o lar	0,4	1,8
Outros imóveis	11,5	5,3
Contribuições, transferências e encargos	7,9	5,8
Outras despesas <sup>b</sup>	3,6	4,9
Total	100,0	100,0

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração: Ipea/Disoc.

Obs.: Homens e mulheres com 16 anos ou mais de idade, independentemente da posição na família e de possuírem renda.

<sup>a</sup> Inclui apenas despesas monetárias.<sup>b</sup> Outras despesas incluem: serviços de bancos, cartórios etc.; cerimônias familiares, práticas religiosas; e outras despesas.

multas, seguro obrigatório, taxa de transferência etc.); e aquisição de veículos. O terceiro item no *ranking* de despesas masculinas é o relacionado a gastos com outros imóveis – 11,5% do total de despesas, contra 5,3% no caso das mulheres. Essa maior importância para os homens pode estar relacionada tanto a uma proporção maior de homens com casamentos desfeitos e que mantêm de alguma forma o domicílio de suas ex-companheiras e filhos (com pagamento de aluguel ou manutenção) quanto à aquisição de outros imóveis no sentido de aumento do patrimônio familiar (aumento do ativo).

Uma explicação plausível para essa assimetria na distribuição de despesas entre homens e mulheres está na divisão de papéis existente na sociedade. Essas evidências vão ao encontro das descobertas de Phipps e Burton, que, por meio de testes estatísticos, comprovaram a existência de assimetria semelhante no orçamento das famílias canadenses. Considerando somente famílias formadas por casais em que ambos trabalhassem em período integral e durante todo o ano e fossem os únicos responsáveis pela renda da família, os autores concluíram que “as despesas com bens públicos familiares refletem as esferas de responsabilidade de gênero” (1998, p. 610). Os autores constataram que a renda das mulheres tem maiores probabilidades de ser gasta com alimentação fora de casa – uma vez que cabe às mulheres a tarefa de cozinhar em casa, se puderem pagarão a alimentação fora, para terem mais tempo livre – e que os gastos da família em cuidados com as crianças aumentam somente se aumenta a renda das mulheres. Esta seria a área em que são encontradas as maiores diferenças com relação ao aporte de renda de homens ou de mulheres: “evidências não-científicas indicam que muitos casais contabilizam o custo do cuidado com as crianças no salário da esposa ao decidirem se é vantajoso ou não que a esposa trabalhe remuneradamente fora de casa. Cuidar de crianças parece ser considerado, ainda, muito mais uma responsabilidade da mulher” (*Ibidem*, p. 609-610).

A possível explicação de que as mulheres no Brasil gastam proporcionalmente mais com os itens de cuidado e relacionados ao lar porque estão mais ausentes do mercado de trabalho e, portanto, detêm menor controle sobre a renda (que é de seus maridos), concentrando-se em seu papel social, é invalidada quando se examinam os gastos de homens e mulheres com renda. O comportamento é muito semelhante, o que evidencia que, independentemente de trabalharem fora de casa e perceberem rendimentos, as mulheres encarregam-se dos cuidados e dos itens domésticos, enquanto aos homens cabem as despesas com veículos, transportes e outros imóveis.

Uma outra forma interessante de visualizar as diferentes estruturas de gasto de homens e mulheres, e que nos permite avançar um pouco na dimensão das

responsabilidades e dos papéis sociais, é a comparação entre dispêndios de homens e mulheres nas posições de chefe de família ou de cônjuge. A partir dessa perspectiva, nos aproximamos de uma análise que tem como foco os casais e a distribuição de tarefas dentro do domicílio, ainda que os dados aqui apresentados não sejam necessariamente de homens e mulheres que formam casais, uma vez que no caso de mulheres chefes, por exemplo, o mais provável é que estejam sozinhas.

Esse tipo de análise é interessante, pois se poderia supor que um indivíduo que chefia sua família tem maior autonomia na alocação de seus recursos segundo seus próprios interesses do que aquele que está na posição de cônjuge, ou que os padrões de gasto são bastante influenciados pela posição que o indivíduo ocupa na família. Uma primeira aproximação nesse sentido pode vir da observação dos perfis de gasto de mulheres chefes em comparação a homens cônjuges, a partir da qual é possível perceber alguns gastos que são realmente típicos da população masculina. É o caso, por exemplo, dos dispêndios com transportes, veículos, outros imóveis e contribuições, transferências e encargos financeiros. Nesses casos, ainda que a mulher chefe sua família e os homens sejam cônjuges, é responsabilidade desses últimos realizar os dispêndios acima mencionados. Por outro lado, mesmo na posição de chefes, cabem às mulheres gastos proporcionalmente maiores em cuidados (produtos farmacêuticos, serviços de assistência à saúde, cuidados pessoais, roupas de criança, educação), o que aponta para a existência de uma divisão intradomiciliar de responsabilidades, que se reflete em padrões de consumo diferenciados para cada grupo, independentemente da posição que ocupem na família (ver tabela 9).

Ao se comparar os gastos de mulheres cônjuges e homens chefes, a linha que demarca os espaços masculinos e femininos segue aparecendo de maneira clara. Assim, são responsabilidades das mulheres, basicamente, as despesas relacionadas aos cuidados com a casa e com os filhos e aos homens chefes aquelas relativas ao mundo público. Exemplifica essa situação o fato de que, enquanto 17% dos gastos das mulheres cônjuges referem-se à saúde (produtos farmacêuticos e serviços de assistência à saúde), para os homens chefes esse percentual é significativamente inferior: 9%.

Portanto, o peso dos gastos para mulheres e homens pode ser mais facilmente explicado, não pela posição do indivíduo na família, mas pelo seu sexo. Pode-se concluir que a questão de gênero tem, a princípio, uma importância mais significativa para explicar a diferença de responsabilidades – no caso, pela realização dos gastos – dentro das famílias, mais do que outras questões que os dados evidenciam como secundárias. Desse modo, mesmo os homens cônjuges, que estão em famílias

TABELA 9

**Brasil: distribuição da despesa<sup>a</sup> mensal individual de homens e mulheres chefes e cônjuges, segundo tipos de despesas – 2002-2003**

(Em %)

Tipos de despesa	Peso relativo na despesa média mensal individual			
	Homens cônjuges	Mulheres cônjuges	Homens chefes	Mulheres chefes
Transportes	13,0	10,4	13,3	9,8
Veículos	19,1	7,2	24,2	12,4
Educação	3,9	7,3	5,0	7,5
Cultura e lazer	9,1	7,3	7,1	8,2
Serviços de assistência à saúde	5,0	8,6	6,0	8,4
Produtos farmacêuticos	2,9	8,6	3,1	6,8
Cuidados pessoais	1,5	7,8	1,6	5,3
Alimentação fora de casa	7,2	6,3	6,8	5,9
Roupas de homem	2,4	1,9	2,4	1,1
Roupas de mulher	0,3	6,1	0,5	4,4
Roupas de criança	0,5	3,4	0,6	1,5
Bolsas, calçados e cintos	1,2	3,9	1,3	2,5
Jóias, relógios etc.	0,6	0,8	0,6	0,7
Brinquedos e material de recreação	0,4	1,1	0,6	0,6
Jogos e apostas	0,5	0,3	0,6	0,4
Fumo	1,6	1,1	1,2	1,1
Comunicações	0,5	0,6	0,3	0,5
Artigos para o lar	0,3	2,4	0,4	1,5
Outros imóveis	15,0	5,3	11,6	6,3
Contribuições, transferências e encargos	11,4	5,3	8,8	8,2
Outras despesas <sup>b</sup>	3,5	4,2	3,9	6,8
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração: Ipea/Disoc.

<sup>a</sup> Inclui despesas monetárias e não-monetárias.

<sup>b</sup> Outras despesas incluem: serviços de bancos, cartórios etc.; cerimônias familiares e práticas religiosas; e outras despesas.

que reconhecem que é a mulher a pessoa de referência (significando isso que é ela quem, provavelmente, ganha mais), continuam sendo responsáveis por gastos específicos e característicos dos indivíduos de seu sexo.

Nessa divisão de papéis, é possível identificar o binômio público/privado, muitas vezes utilizado para a compreensão das relações de gênero em nossa sociedade. Em geral, as despesas que ficam mais a cargo das mulheres podem ser relacionadas ao espaço privado, aos cuidados com membros da família, às questões do plano doméstico. Opostamente, os homens encarregam-se de gastos que estão diretamente ligados à esfera pública.

Doss, ao examinar os gastos das famílias ganenses sob a perspectiva do poder de barganha diferenciado de homens e mulheres, conclui que a posse de diferentes bens pelas mulheres gera diferenças nas despesas com determinados itens. A conclusão do autor, além de que os modelos coletivos de comportamento das famílias são mais apropriados do que os modelos unitários e de que mulheres e homens possuem preferências distintas, é de que

o controle de bens pelas mulheres [que o autor considera como uma medida de seu poder de barganha no interior da família] está positivamente associado a despesas com capital humano, incluindo alimentação, educação e cuidados médicos; e está negativamente associado a despesas com itens não-essenciais, como álcool, recreação e fumo (1996. p. 21).

Apesar de serem necessários testes estatísticos e análises adicionais mais aprofundadas, pode-se concluir preliminarmente que no Brasil os dados apontam no mesmo sentido. As mulheres, ao se colocarem como consumidoras, reproduzem os papéis de gênero, assim como os homens, o que evidencia, ainda, a divisão de tarefas e responsabilidades existentes no interior das famílias. Não obstante a inserção das mulheres no mercado de trabalho e sua maior escolarização, as tarefas domésticas e as responsabilidades ainda não são igualmente compartilhadas entre homens e mulheres.

Finalmente, cabe salientar a importância de tais dados para o desenho de políticas sociais que tenham como foco as famílias brasileiras. Se são as mulheres que realizam em maiores proporções algumas despesas consideradas essenciais para o desenvolvimento social e de capital humano, elas potencialmente poderiam ser as beneficiárias diretas de algumas políticas. Contudo, faz-se necessário considerar a importância do papel do Estado na reconfiguração das relações de gênero. Se os papéis tradicionais continuarem a ser reforçados, também pelas políticas implantadas, o caminho a ser percorrido em direção à equidade entre homens e



mulheres tornar-se-á ainda mais longo. A solução para esse impasse está na incorporação de uma perspectiva de autonomia e empoderamento, que deve permear o desenho das políticas sociais em geral. Adicionalmente, devem ser fortalecidos os serviços de saúde, de educação infantil e demais políticas que contribuam para a autonomia das mulheres.

## 7 PERCEPÇÕES FAMILIARES SOBRE AS CONDIÇÕES DE VIDA

Além dos levantamentos acerca das características gerais dos domicílios e de seus residentes, inventário de bens, despesas coletivas e individuais, rendimentos, poupança e consumo, a POF de 2002-2003 apresentou, ainda, um último caderno de questões a serem respondidas pela família, relativas à sua avaliação das “condições de vida”. Este questionário<sup>26</sup> averiguou a percepção acerca de questões referentes à qualidade de vida da família, como a dificuldade para concluir o mês com os rendimentos familiares; a suficiência da quantidade de alimento consumida; as condições de moradia, entre outras.

Essas percepções são diferenciadas entre famílias de chefia masculina e de chefia feminina. Cabe ressaltar que, por se tratar de percepções, não devem ser tomadas como um retrato da realidade e sim como maneiras de enxergar e sentir a realidade por parte dos respondentes. Isto é, se, por exemplo, as famílias chefiadas por mulheres responderam proporcionalmente mais que as famílias chefiadas por homens que a quantidade de alimento consumida pela família é insuficiente, é preciso lembrar que isso significa que os respondentes dessas famílias *acreditam* que seu consumo tenha sido insuficiente, mas não que eles consumiram necessariamente menos alimentos que os membros das outras famílias. Trata-se de percepção subjetiva, que pode ser influenciada pelas experiências do respondente e por um sem-número de fatores ligados à realidade e à entrevista.<sup>27</sup> Contudo, exatamente por serem avaliações expressas por essas famílias, têm suma importância para o nosso exame da realidade.

Dito isso, examinemos como famílias chefiadas por mulheres e homens avaliam suas condições de vida. Primeiramente, foi colocada a seguinte questão: “Na sua opinião, a renda total de sua família permite que vocês levem a vida até o fim do

26. O questionário referente à avaliação subjetiva das condições de vida corresponde ao sexto questionário da pesquisa. Ele foi aplicado ao longo dos 12 meses de realização da POF, sempre no último dia de entrevista em cada domicílio. As respostas foram obtidas, portanto, após o fornecimento de informações objetivas sobre as condições de moradia, as pessoas e o orçamento doméstico.

27. Segundo o IBGE (2004, p. 105), “as informações (...) consistem em percepções e é possível uma mesma situação de condições de vida ter sido considerada extremamente favorável a uma determinada pessoa ou grupo familiar, em contraponto a outros, com diferentes anseios, aspirações ou cultura, que poderiam ter tido julgamento desfavorável. Por isso, se requer cuidado especial para vinculá-las a outras análises socioeconômicas em que se contextualizam as famílias entrevistadas na POF”.

mês com: muita dificuldade /dificuldade /alguma dificuldade /alguma facilidade /facilidade /muita facilidade?”. Do total de famílias que responderam ao questionário, 85,5% escolheram alguma das três primeiras alternativas, que trazia o termo “dificuldade”, sendo que o maior percentual de respostas foi para a opção “com alguma dificuldade”, que foi escolhido por 34,6% das famílias.

As famílias chefiadas por mulheres encontram-se sobre-representadas naquele grupo, visto que 88,4% delas julgaram ter algum grau de dificuldade para chegar ao fim do mês com sua renda. Ademais, as famílias de chefia feminina se concentram na pior avaliação – muita dificuldade, com 33,8%, diferentemente dos homens, cujas famílias selecionaram prioritariamente “alguma dificuldade” (36,0%).

Quando se analisa essa informação com o recorte de localização dos domicílios, percebe-se que tanto nas áreas rurais quanto nas urbanas as famílias chefiadas por mulheres dizem encontrar “muita dificuldade” para cobrir todas as despesas mensais com o rendimento familiar. No caso dos homens, somente nas áreas rurais ocorre o mesmo; contudo, mesmo nessas áreas há uma clara diferença entre as famílias de chefia feminina e de chefia masculina: 39,3% e 32,1%, respectivamente, selecionaram “muita dificuldade”, o que denota, também, o empobrecimento dessas famílias, conforme constatado pelos dados apresentados anteriormente.

As avaliações das famílias chefiadas por mulheres são sistematicamente piores que as dos homens, em todos os estratos de renda. No primeiro decil, 97,9% dessas famílias responderam encontrar algum grau de dificuldade, enquanto no decil superior de renda, esse valor corresponde a 66,6%. No caso das famílias chefiadas por homens, temos, respectivamente, 96,6% e 57,1%. Chama a atenção o fato de que mesmo nos decis superiores de renda, são muito baixas as proporções de famílias que respondem encontrar “muita facilidade” – não passando de 2,7%. As respostas “alguma facilidade” e “facilidade” somam, nas famílias chefiadas por homens do décimo estrato, 40,8% e nas famílias chefiadas por mulheres, 30,7%. Isto quer dizer que independentemente da renda, as famílias chefiadas por mulheres apresentam avaliações mais negativas acerca da possibilidade de suprir todas as necessidades da família com a renda mensal.

Também na avaliação da quantidade de alimento consumida pela família por mês, a percepção das famílias chefiadas por mulheres é sistematicamente pior. Com efeito, apesar de a resposta “às vezes não é suficiente” concentrar a maior parte de ambos os tipos de família, no caso daquelas chefiadas por mulheres, 16,9% responderam que “normalmente é insuficiente”, contrapostos a 12,7% das famílias de chefia masculina. Mais uma vez, as famílias das áreas rurais são proporcionalmente mais numerosas nas piores avaliações, o mesmo ocorrendo, naturalmente,

no caso das famílias situadas nos estratos inferiores de renda, sendo que 37,9% das famílias chefiadas por mulheres do primeiro decil de renda avaliam que a quantidade de alimento consumido normalmente é insuficiente, ante uma proporção de apenas 5,3% no décimo decil, o que certamente está relacionado ao nível de pobreza e privação dessas famílias. Entre as famílias chefiadas por homens no décimo estrato de renda, a proporção daquelas que consideram a quantidade consumida de alimentos insuficiente alcança tão-somente 2,7%.

Na avaliação das condições de moradia, encontramos dados semelhantes: enquanto 50,7% das famílias chefiadas por homens consideram-nas boas, esse valor é de 49,1% para as famílias chefiadas por mulheres. Complementarmente, enquanto 16,2% das famílias chefiadas por mulheres consideram ruins suas condições de moradia, somente 12,7% das famílias de chefia masculina fazem a mesma avaliação, havendo uma sobre-representação das famílias residentes em áreas rurais. Mas é digno de nota que, na média, cerca de metade das famílias considera boas as condições de sua moradia, número elevado em comparação às demais avaliações feitas. Esse valor chega a 71,4% entre as famílias chefiadas por homens do décimo superior de renda.

Finalmente, outra relevante informação levantada nesse questionário refere-se ao atraso no pagamento de alguma das seguintes despesas: aluguel ou prestação de imóvel; água, eletricidade, gás etc.; e/ou prestação de bens ou serviços adquiridos. Nesse caso, não se trata de avaliação, mas de questionamento feito à família sobre se, nos 12 meses que antecederam a entrevista, houve atraso no pagamento de alguma das despesas mencionadas.

Apenas 7,6% das famílias brasileiras declararam atrasar o pagamento de aluguel ou prestação da casa/apartamento. No outro extremo, 41,5% delas informaram

TABELA 10

**Brasil: avaliação das condições de vida das famílias segundo sexo do chefe – 2002-2003**

(Em %)

	Famílias chefiadas por homens	Famílias chefiadas por mulheres
Afirmaram encontrar <i>muita dificuldade</i> para chegar ao fim do mês com o rendimento monetário familiar	24,8	33,8
Avaliaram que a quantidade de alimento consumido pela família <i>normalmente não é suficiente</i>	12,7	17,0
Avaliaram que as condições de moradia de sua família são <i>ruins</i>	12,7	16,1

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003.

Elaboração: Ipea/Disoc.

que as despesas com água, eletricidade, gás sofreram algum atraso no ano anterior à pesquisa. Nos três casos pesquisados, são maiores as proporções de famílias chefiadas por mulheres que atrasaram o pagamento, mas as proporções são bastante aproximadas, sendo que no caso de despesas com habitação a diferença entre famílias chefiadas por homens e por mulheres é de apenas 0,3 p.p. O maior diferencial, de 4,1 p.p., está nas despesas com água, eletricidade, gás etc.: 44,5% das famílias de chefia feminina informaram ter atrasado o pagamento dessas despesas, contrapostos a 40,4% das famílias chefiadas por homens (ver tabela 11).

TABELA 11

**Brasil: proporção de famílias que afirmaram ter atrasado o pagamento de algumas despesas, por sexo do chefe, segundo tipo de despesa – 2002-2003**  
(Em %)

Afirmaram ter atrasado, nos últimos 12 meses, o pagamento de alguma das seguintes despesas:	Famílias chefiadas por homens	Famílias chefiadas por mulheres
Aluguel ou prestação da casa, apartamento	7,6	7,9
Despesas com água, eletricidade, gás etc.	40,4	44,5
Pagamento de prestação de bens ou serviços adquiridos	27,6	28,5

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003.

Elaboração: Ipea/Disoc.

## 8 CONCLUSÕES

Procuramos traçar neste trabalho uma comparação entre os rendimentos e, principalmente, os gastos das famílias brasileiras de acordo com o sexo de seu/sua chefe, a partir do pressuposto de que homens e mulheres fazem “opções” distintas quando se trata de definir com o que serão despendidos os rendimentos. Essas opções estão intimamente relacionadas aos papéis tradicionalmente atribuídos a homens e mulheres em nossa sociedade, o que se confirma na análise das despesas individuais de homens e mulheres, independentemente da posição na família. De fato, podemos dizer que cabem às mulheres algumas atribuições – que se refletem em suas “preferências” de consumo – relacionadas ao cuidado dos outros e do espaço doméstico. Aos homens, por sua vez, cabem responsabilidades como a manutenção do veículo e gastos com transporte.

O grande limite da presente avaliação está em que as famílias chefiadas por homens distinguem-se daquelas chefiadas por mulheres em um aspecto fundamental: a presença do cônjuge. Os dados apontam que as estruturas familiares têm implicações diretas sobre as despesas das famílias. Se a distribuição de gastos não encontra tantas diferenças entre umas e outras, isto deve ser explicado pelo fato de que na maioria das famílias chefiadas por homens há a figura feminina

com os papéis de esposa e mãe. Por outro lado, exatamente devido a esse significativo limite metodológico, as diferenças encontradas revelam-se ainda mais interessantes e confirmam que, apesar da homogeneidade devida ao empobrecimento das famílias e à conseqüente ausência de espaços de ação, o fato de ter um chefe homem ou mulher traz implicações importantes para a forma como as famílias manobram seus orçamentos.

Os dados encontrados e analisados no presente trabalho apontam para a necessidade de trabalhos futuros mais aprofundados, que utilizem não somente modelos estatísticos de correlação, mas que se concentrem nas famílias como unidades de análise, uma vez que é dentro das famílias que se pode visualizar de forma mais clara as desigualdades de gênero. Assim, é interessante, por exemplo, examinar as relações e os perfis de gastos de homens e mulheres que formam casais ou os determinantes e tipos de gastos de acordo com a estrutura familiar (casal, monoparental, unipessoal, entre outras). A POF oferece um banco de dados valioso para esse tipo de estudo, que permitirá, certamente, um diálogo mais aproximado com a literatura econômica recente, aqui citada, que busca, em sua maior parte, analisar as implicações de diferenciais de renda de homens e de mulheres nos gastos das famílias.

Finalmente, cabe ressaltar, como já foi dito, a importância de se levar em consideração, no desenho das políticas sociais, a forma como as despesas são realizadas pelas famílias e as diferenças entre homens e mulheres no tocante a isso. Contudo, é preciso ter em mente que os papéis tradicionais de gênero não devem ser ainda mais reforçados, uma vez que tendem a sobrecarregar as mulheres, imputando-lhes uma carga de trabalho bastante superior à dos homens e responsabilidades que deveriam ser compartilhadas, além de se revelarem inadequados à construção de uma sociedade realmente igualitária e democrática.

#### REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, A. *Determinantes do consumo de famílias com idosos e sem idosos com base da Pesquisa de Orçamentos Familiares 1995/1996*. 94p. Dissertação (mestrado em economia aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.
- ARÁN, M. Os destinos da diferença sexual na cultura contemporânea. *Revista Estudos Feministas*, Florianópolis, v. 11, n. 2, p. 399-422, 2003.
- AZZONI, C. (Coord.); SILVEIRA, F. G.; CARVALHO, A. I., IBARRA, A.; DINIZ, B.; MOREIRA, G. *Perfis dos rendimentos e dos orçamentos familiares brasileiros: o que diferencia o rural?* São Paulo: Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe), 2005.
- BECKER, G. A theory of marriage. In: SCHULTZ, T. W. *Economics of the family*. Chicago: University of Chicago Press, 1974.

- BOURDIEU, P. *Razões práticas: sobre a teoria da ação*. 5ª ed. Campinas: Papirus, 1996.
- \_\_\_\_\_. *Lições de aula*. 2ª ed. São Paulo: Ática, 2001.
- CORRÊA-PINTO, M. C. *A dimensão política da mulher*. São Paulo: Edições Paulinas, 1992.
- COSTA, J. S.; PINHEIRO, L.; MEDEIROS, M.; QUEIROZ, C. *A face feminina da pobreza: sobre-representação e feminização da pobreza no Brasil*. Brasília: IPEA, nov. 2005 (Texto para discussão, n. 1.137).
- DOSS, C. R. *Women's bargaining power in household economic decisions: evidence from Ghana*. University of Minnesota, Department of Applied Economics, College of Agricultural, Food, and Environmental Sciences, 1996 (Staff Paper Series, n. P96-11).
- HEILBORN, M. L.; SORJ, B. Estudos de gênero no Brasil. In: MICELI, S. (Org.). *O que ler na ciência social brasileira (1970-1995)*. São Paulo: Sumaré e Anpocs; Brasília: Capes, 1999. v. 2, p. 183-221.
- HODDINOTT, J.; HADDAD, L. Does female income share influence household expenditures? Evidence from Côte D'Ivoire. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 57, n. 1, 1995.
- IBGE. *Perfil das mulheres responsáveis pelos domicílios no Brasil – 2000*. Rio de Janeiro: IBGE, 2002.
- \_\_\_\_\_. *Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003: primeiros resultados – Brasil e grandes regiões*. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.
- \_\_\_\_\_. *Síntese de indicadores sociais 2005*. Rio de Janeiro: IBGE, 2006.
- IPEA. *Radar Social*, Brasília: Ipea, 2005.
- LE CACHEUX. *Sharing and choosing within the household: a survey*. Dec. 2005 (EUROMOD Working Paper, n. EM11/05).
- LUNDBERG, S.; POLLAK, R. Separate spheres bargaining and the marriage market. *Journal of Political Economy*, v. 101, n. 6, p. 988-1.010, 1993.
- MIGUEL, L. F. *Influência e resistência: em busca de um modelo complexo da relação mídia/política*. ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM COMUNICAÇÃO (COMPÓS), 10., 2001, Brasília/DF. Brasília, DF, 29 de maio a 1 de junho de 2001.
- OIT. *Efeitos da desigualdade de gênero e raça nos rendimentos e despesas das famílias brasileiras*. Brasília, 2005.
- OLIVEIRA, S.; SABÓIA, A. L.; SOARES, B. *Gênero e participação social: dimensões preliminares da responsabilidade feminina por domicílios*. ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS (ABEP), 13., 2002, Ouro Preto, MG. Ouro Preto, MG, 4 a 8 de novembro de 2002.
- ORTIZ, R. *A sociologia de Pierre Bourdieu*. São Paulo: Olho d'Água, 2003.
- PHIPPS, S. A.; BURTON, P. S. What's mine is yours? The influence of male and female incomes on patterns of household expenditures. *Economica*, v. 65, p. 599-613, 1998.
- QUISUMBING, A. R.; MALUCCIO, J. A. *Intrahousehold allocation and gender relations: new empirical evidence*. Washington, DC: The World Bank, 1999.
- SAMUELSON, P. A. Social indifference curves. *Quarterly Journal of Economics*, n. 70, p. 1-22, 1956.

SCOTT, J. Gênero: uma categoria útil de análise histórica. *Educação e Sociedade*. Porto Alegre, v. 20, n. 2, p. 71-99, 1995.

SILVEIRA, F.; OSÓRIO, R.; PIOLA, S. Os gastos das famílias com saúde. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 7, n. 4, p. 719-731, 2002 (reproduzido no volume 1 deste livro).

THOMAS, D. Intra-household resource allocation: an inferential approach. *The Journal of Human Resources*, v. 25, n. 4, 1990.

THOMAS, D.; CHEN, C. *Income chares and shares of income: empirical tests of models of household resource allocations*. RAND Labor and Population Program, 1994 (Working Paper Series, 94-08).





PARTE 2

## **ESTUDOS DE DEMANDA**



## **FAMÍLIAS COM IDOSOS NAS ÁREAS URBANA E RURAL: ANÁLISE DO DISPÊNDIO A PARTIR DA PESQUISA DE ORÇAMENTOS FAMILIARES DE 2002-2003\***

Alexandre Nunes de Almeida  
Rogério Edivaldo Freitas

### **1 INTRODUÇÃO**

População idosa é aquela formada por indivíduos cujo bem-estar biológico, psicológico e comportamental enfrenta limitações bastante distintas em comparação com os mais jovens (WONG; MOREIRA, 2000). Por exemplo, é fato que pessoas idosas demandam muito mais cuidados de saúde decorrentes das doenças crônico-degenerativas do que a população adulta ou jovem. Essa característica pode acarretar as mais diversas implicações, começando pelo comprometimento do orçamento doméstico em razão dos altos custos do tratamento particular e da aquisição de medicamentos, principalmente.

As mudanças na estrutura etária da população brasileira têm apontado para um processo de envelhecimento continuado. A Organização Mundial da Saúde (OMS) considera que uma população está se tornando mais idosa quando a proporção de pessoas com mais de 60 anos atinge 7% com tendência a crescer. No caso brasileiro, esse percentual já foi ultrapassado e todas as projeções demográficas são de aumento continuado da proporção de idosos no conjunto da população brasileira. Ainda segundo a OMS, até 2025 o Brasil deverá ser o sexto país do mundo com o maior número de pessoas idosas. Esse processo já permite alertar para os desafios que estão por vir no campo das políticas de proteção social (saúde, previdência e assistência) e para a necessidade de o país se preparar para isso.<sup>1</sup>

---

\* Os autores agradecem as importantes sugestões de Luciana Servo e Fernando Gaiger.

1. A questão do envelhecimento se tornou pauta de intenso debate no mundo, principalmente sobre as conseqüências econômicas futuras desse processo. Para um aprofundamento do tema, ver Camarano (1999) e Camarano e Pasinato (2004).

Por outro lado, no caso brasileiro, devido a várias situações de contexto, como mencionado por Camarano e Pasinato (2004), muitas vezes ignora-se a importância do idoso no espaço domiciliar como provedor de uma renda estável oriunda de aposentadoria ou pensão, garantindo, inclusive, uma parcela ou o total do consumo dos filhos e netos, ou mesmo a continuação da atividade econômica, já que muitos ainda exercem uma função laboral.

O objetivo desta pesquisa é realizar um retrato dos gastos em consumo da população acima de 60 anos utilizando a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), no biênio 2002-2003. Em trabalho anterior, Almeida e Kassouf (2004) produziram o mesmo estudo com dados da POF de 1995-1996. A POF atual avança em relação àquela ao levantar importantes informações acerca dos indivíduos, permitindo que se investiguem a renda (monetária e não-monetária) e, principalmente, os gastos familiares para distintas localizações geográficas, tipologias familiares, subcondições de vida etc.

## 2 BASE DE DADOS

A última POF foi a campo entre julho de 2002 e junho de 2003. Essa pesquisa levanta informações relativas à qualidade de vida da família brasileira com base, principalmente, no seu orçamento doméstico (IBGE, 2004b).

Qualquer pesquisa que retrate o perfil socioeconômico da população por meio da sua estrutura de dispêndio e recebimentos é geralmente onerosa, o que justifica sua baixa periodicidade, e talvez haja uma correlação positiva com a existência de poucos trabalhos científicos. No caso do Brasil, apenas quatro foram executadas pelo IBGE. A primeira de âmbito nacional denominou-se Estudo Nacional de Despesa Familiar (Endef) 1974-1975. As duas posteriores, conhecidas como POFs, foram realizadas nos biênios 1987-1988 e 1995-1996. Contudo, englobaram apenas as nove regiões metropolitanas (RMs), Goiânia e Distrito Federal. A última edição da POF, objeto deste estudo, além de abranger todo o Brasil, adicionalmente traz medidas antropométricas, como o peso e a altura dos indivíduos. São informações importantes, que permitem medir o grau de nutrição e desnutrição das pessoas, e tinham sido coletadas somente duas vezes no Brasil, precisamente pelo Endef 1974-1975 e pela Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição (PNSN), em 1989.

Na POF de 2002-2003 estão incluídos seis questionários. No questionário 1, são pesquisadas informações sobre as condições do domicílio, como abastecimento de água, infra-estrutura sanitária e número de cômodos, além do número de famílias

(unidades de consumo) residentes no mesmo espaço domiciliar, e também as características dos indivíduos, como sexo, nível de instrução, idade, frequência à escola, peso, altura e sua posição na família (chefe, cônjuge, filho, parente, agregado, pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico). O questionário 2 contém informações sobre as despesas com melhoria (reforma) do domicílio, bens duráveis etc. O questionário 3 corresponde a uma caderneta de despesa coletiva, que engloba alimentação, higiene e limpeza, telefone etc. Nos questionários 4 e 5 vêm perguntas sobre os gastos mensais e recebimentos salariais e não-salariais, reportados individualmente. Finalmente, o questionário 6 contém uma avaliação subjetiva sobre as condições de vida das famílias. Nas informações sobre despesas monetárias e não-monetárias há diferentes períodos de referência – 7 dias, 30 dias, 90 dias e 1 ano, conforme o tipo de dispêndio. Por exemplo, no caso dos recebimentos (renda) e alimentação domiciliar (despesa) utilizam-se períodos correspondentes a 6 meses e 7 dias, respectivamente. Para a correção dos valores monetários, incluindo despesas e rendimentos, a pesquisa disponibiliza algumas variáveis construídas pelo IBGE, não somente ajustadas para o período-base de 15 de janeiro de 2003 como também corrigidas pelos respectivos fatores de anualização.

Para a realização da POF de 2002-2003, partiu-se dos resultados do Censo Demográfico de 2000 e uma concepção de plano amostral idêntica àquela realizada na POF de 1995-1996 (IBGE, 2004b). Os fatores de expansão foram construídos com base no Censo Demográfico de 2000. A amostra abrangeu 182.333 pessoas em 48.470 unidades domiciliares.

### 3 RENDA E DESPESAS DOS IDOSOS

De acordo com a amostra da última POF, o Brasil possuía 175,8 milhões de pessoas. O número de idosos (+60 anos) corresponde a 15,5 milhões ou 8,8% de toda a população.<sup>2</sup> Se se considerar também os indivíduos adultos não-idosos, os jovens e as crianças vivendo com os idosos, esse segmento de pessoas em regime de coabitação equivale a cerca de 22% da população brasileira.

Na média, como já se sabe, a maioria dos brasileiros se enquadra em domicílios com reduzidos níveis de renda. Pela POF de 2002-2003, cerca de 50% de toda a população brasileira estão em famílias que possuem renda familiar de até 5,0 salários mínimos (SM) ou R\$ 1.000/mês, como mostra a última coluna da tabela 1.

2. Segundo a OMS, são considerados idosos os indivíduos acima dos 60 anos vivendo em países em desenvolvimento como o Brasil e acima de 65 anos para os que vivem nos países desenvolvidos (CAMARANO; PASINATO, 2004).

TABELA 1  
**Distribuição percentual da população em 2002-2003 por classes de renda familiar mensal no Brasil<sup>a</sup>**

SM	Famílias com idosos						Famílias sem idosos			Total
	Rural			Urbano			Rural	Urbano	Total	
	Idosos <sup>b</sup>	Não-idosos <sup>c</sup>	Total	Idosos <sup>b</sup>	Não-idosos <sup>c</sup>	Total				
[0 - 2,5)	25,65	23,04	24,05	17,39	13,13	14,84	46,32	18,62	23,24	21,76
[2,5 - 5)	46,06	43,20	44,31	29,60	26,55	27,77	32,11	26,48	27,42	28,18
[5 - 10)	19,81	24,75	22,83	26,06	29,41	28,07	14,64	26,78	24,75	25,26
[10 - 25)	6,93	7,92	7,54	18,16	22,34	20,66	5,67	20,10	17,70	17,82
[25 - mais)	1,55	1,08	1,26	8,79	8,57	8,66	1,26	8,01	6,89	6,98
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

<sup>a</sup> Inclui a renda monetária e não-monetária.

<sup>b</sup> Idosos vivendo em famílias com idosos.

<sup>c</sup> Não-idosos vivendo em famílias com idosos.

A tabela 1 apresenta a distribuição para famílias com idosos e sem idosos segundo classes de renda familiar mensal. Em geral se observa que os indivíduos rurais idosos e não-idosos estão em faixas de renda menos abastadas que os urbanos. Por exemplo, 78,4% da população rural que vive em famílias sem nenhum idoso possuem renda mensal de até R\$ 1.000 ou 5,0 SM. Já em famílias com idosos, o grupo dos idosos que se encontram até essa faixa de renda equivale a 71,7% da população rural idosa. Para os não-idosos vivendo com idosos, esse percentual é ainda menor: 66,2%.

Evidentemente, os idosos têm como principal fonte de renda os benefícios das aposentadorias e pensões, melhorando a situação financeira domiciliar. Sabe-se também que os valores pagos para a população rural idosa e para a urbana idosa diferem substancialmente de uma para a outra. No entanto, é importante ressaltar que nas áreas rurais, para uma análise mais cuidadosa sobre a renda domiciliar e o padrão de vida, deve-se decompor parte da renda provinda dos ganhos monetários e dos não-monetários.

Desconsiderando-se tal detalhamento, observa-se que os idosos urbanos estão em melhores condições pelo prisma da renda, já que 47,0% desse grupo pertencem

à classe com até 5,0 SM, ante os 71,7% dos idosos rurais, como constatado no parágrafo anterior.<sup>3</sup>

Com classes de renda mais abertas, observa-se também que nas famílias sem idosos, a população residente na área rural, ou 46,3%, está no grupo familiar que percebe até 2,5 SM. Por outro lado, dentro dessa faixa de renda, 23,0% são jovens e adultos vivendo em famílias com idosos. Em resumo, os adultos não-idosos vivendo com idosos no meio rural estão presentes em classes de renda superiores, majoritariamente na faixa entre 2,5 e 5,0 SM, com 43,2%.

Entre os idosos urbanos, observa-se que 27,0% estão em famílias com renda superior a 10,0 SM, enquanto no meio rural esse número é de apenas 8,5%. Na área urbana, também, enquanto 18,6% dos indivíduos das famílias sem idosos percebem uma renda mensal de até 2,5 SM, em famílias com idosos, os indivíduos não-idosos vivendo em coabitação representam 13,1% e o número de idosos nessa classe de renda é de 17,4%. Observa-se, ainda, que, pela renda, os idosos e seus agregados não-idosos estão em melhores condições também na área urbana em relação à área rural.

Pela tabela 2, a renda e a despesa *per capita* das famílias com idosos são superiores às das famílias sem idosos.<sup>4</sup> Outro ponto é que também existe substancial diferença entre as áreas urbana e rural no país como um todo e entre macrorregiões.

TABELA 2

**Renda monetária e não-monetária *per capita* e despesa *per capita* para famílias com idosos e sem idosos por região nas áreas urbana e rural do Brasil**

(Em R\$ de janeiro de 2003)

Regiões	Famílias com idosos				Famílias sem idosos			
	Urbano		Rural		Urbano		Rural	
	Renda	Despesa	Renda	Despesa	Renda	Despesa	Renda	Despesa
Centro-Oeste	594,10	517,71	409,48	386,36	531,45	515,95	303,00	306,71
Nordeste	336,07	321,33	176,20	178,30	332,94	332,72	107,92	121,07
Norte	366,91	333,14	201,46	182,66	318,06	330,45	191,07	158,37
Sul	707,28	624,82	408,01	367,73	626,14	609,26	324,01	344,20
Sudeste	777,17	700,42	397,97	318,65	663,89	634,91	289,18	267,45
Brasil	612,23	554,21	272,27	247,38	546,23	529,73	199,80	199,93

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

3. Para mais detalhes sobre o idoso e aposentadoria rural no Brasil, ver Delgado e Cardoso (2004).

4. Diversos estudos sugerem que a despesa *per capita* é muito melhor medidora das condições de vida do que a renda familiar. Ver Hoffmann (2000), Menezes *et al.* (2002) e Seale, Regmi e Bernstein (2003).

Por exemplo, para o Brasil, nas famílias com idosos, a diferença positiva nas despesas *per capita* entre essas famílias urbanas, ante as famílias rurais, é de R\$ 306,83, e nas famílias sem idosos essa diferença alcança R\$ 329,80.

Na média, também se observa que para ambas as tipologias familiares as rendas e despesas *per capita* são consideravelmente maiores nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste em relação às regiões Nordeste e Norte.

O gráfico 1 apresenta a despesa *per capita* mensal global em reais para as duas tipologias por unidade da federação (UF). Em geral, as famílias com idosos, em boa parte dos estados, possuem uma despesa superior à das famílias sem idosos, como constatado anteriormente por região. Em apenas alguns estados existe diferença positiva e pequena em favor das famílias sem idosos. É o caso de Rio Grande do Sul, Paraná, Mato Grosso, Amapá, Pará, Tocantins, Piauí, Roraima e Bahia.

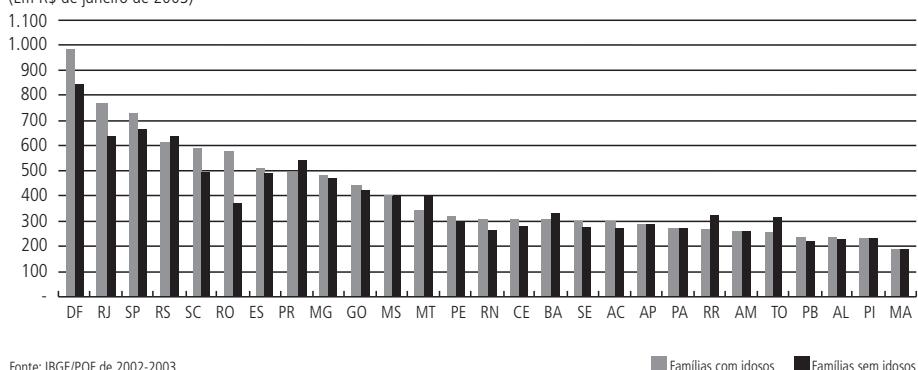
Por UF, a maior diferença a favor da família com idosos em relação àquela sem idosos cabe ao Estado de Rondônia, R\$ 205, e a menor, praticamente igual a 0, ao Amazonas.

Observa-se que, além do Distrito Federal, UF com a maior despesa para ambas as tipologias (entre R\$ 800/mês e R\$ 1.000/mês), os estados de Rio de Janeiro e São Paulo também apresentam números destacadamente superiores ao resto das UFs. Na outra ponta do gráfico, Alagoas, Piauí e Maranhão possuem os menores registros de despesas mensais, sendo que, para este último, coincidentemente, em famílias com idosos e sem idosos, a despesa *per capita* mensal aproximou-se dos R\$ 185/mês.

A tabela 3 apresenta a distribuição percentual discriminando as despesas para as famílias com idosos por macrorregião e localização geográfica urbana e

GRÁFICO 1  
Despesa *per capita* mensal para famílias com idosos e sem idosos por UF

(Em R\$ de janeiro de 2003)



Fonte: IBGE/POF de 2002-2003.

■ Famílias com idosos ■ Famílias sem idosos



TABELA 3

**Distribuição das despesas *per capita* mensal para famílias com idosos por região**

(Em %)

Itens	Rural				
	Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Sul	Sudeste
Moradia	27,91	24,16	26,09	32,96	32,59
Roupas	2,55	3,39	3,35	2,64	2,95
Educação	1,16	0,36	0,29	0,19	1,06
Saúde	8,27	5,18	5,29	9,19	7,32
Outros imóveis	5,30	1,77	3,34	2,75	3,31
Despesas pessoais	8,72	9,94	9,26	6,60	9,50
Lazer	0,64	0,50	0,48	0,93	0,42
Transporte	6,66	8,08	9,36	6,16	6,20
Veículos	14,26	5,98	2,63	10,85	6,20
Refeição e higiene	22,65	37,62	37,56	24,96	27,63
Refeição fora de casa	1,87	3,03	2,36	2,77	2,83
	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Itens	Urbano				
	Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Sul	Sudeste
Moradia	40,25	38,03	35,84	40,14	39,37
Roupas	2,55	3,41	3,38	2,68	2,39
Educação	3,35	2,02	1,54	1,89	2,44
Saúde	8,34	7,26	5,32	8,46	8,58
Outros imóveis	2,97	1,64	6,88	5,22	6,77
Despesas pessoais	11,12	11,50	12,97	9,86	11,23
Lazer	1,43	1,59	1,74	1,55	1,49
Transporte	5,69	4,47	4,78	4,93	4,92
Veículos	8,43	6,14	5,23	6,96	6,44
Refeição e higiene	13,33	20,62	18,62	15,54	13,67
Refeição fora de casa	2,53	3,32	3,70	2,77	2,70
	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003.

rural. Essa tabela foi produzida utilizando-se as despesas familiares *per capita* e não a despesa familiar média mensal.<sup>5</sup>

Na média, em ambas as áreas (urbana e rural) e na maior parte das cinco regiões (exceto Norte e Nordeste), o item moradia representa a maior parcela do orçamento doméstico, principalmente na família urbana. A esse item correspondem desde as despesas básicas, como água, luz e gás, até a construção e a reforma do imóvel, os impostos, a aquisição de bens duráveis, os gastos com empregados domésticos etc. Os maiores valores quanto a esse agregado estão, para as famílias de idosos urbanos, ao redor de 40% de todo o orçamento mensal, enquanto os menores estão para as regiões Nordeste e Norte rural, em torno de 25%. Em segundo lugar, vem o item alimentação, cujo peso é substancialmente elevado também no Norte e no Nordeste e para as demais regiões, responsável no orçamento da casa por 37%. Entre as duas localidades, uma diferença acentuada é observada para o item despesa pessoal, que, para a área urbana, é superior ao da área rural em todas as regiões.

Outro item, a saúde, que envolve medicamentos e serviços de saúde (consultas, planos, hospitalização etc.), responde mensalmente por uma despesa média entre 5% e 10%, sendo a maior participação desse tipo de despesa observada na região Sul.

Itens como educação, lazer e refeição fora de casa também ocupam uma parcela maior nas famílias urbanas do que nas residentes no meio rural. O item gasto com outros imóveis é também superior no urbano em comparação com o rural, contudo, é interessante observar que apenas na região Centro-Oeste essa tendência se inverte e na região Nordeste é praticamente igual.

Inicialmente, ao comparar as áreas urbana e rural, para as cinco classes de renda, observa-se que o valor do item moradia da área urbana em cada classe supera o valor despendido pelas famílias das áreas rurais (ver tabela 4), efeito esperado devido a renda ser superior no urbano e também por causa dos diferenciais de custo de vida. Nas famílias com uma renda mensal de até 2,5 SM, a moradia responde por quase metade do orçamento total: 46,8%. O menor valor ocorre para as famílias com idosos residentes no meio rural com renda acima de 2,5 SM, 24,9%.

O agregado de produtos equivalente à alimentação no domicílio diminui consideravelmente de peso, quando se muda de classe. Em destaque, é para os menos abastados que a parcela desse agregado ocupa uma significativa fatia do orçamento mensal. É interessante observar, também, que nas localidades rurais

5. No anexo, está uma tabela com a distribuição percentual dos agregados de consumo para famílias com idosos por estado.

TABELA 4

**Distribuição das despesas *per capita* mensal para famílias com idosos por classes de renda mensal**

(Em %)

Itens	Rural				
	Classes de renda em SMs				
	[0-2,5)	[2,5-5)	[5-10)	[10-25)	[25 - mais)
Moradia	30,46	30,64	28,83	26,47	24,85
Roupas	2,70	3,43	3,55	2,25	1,84
Educação	0,19	0,34	0,42	1,27	1,01
Saúde	5,17	6,83	7,52	7,48	7,39
Outros imóveis	0,19	0,70	2,14	2,38	19,84
Despesas pessoais	7,40	7,96	8,75	10,71	12,19
Lazer	0,17	0,40	0,83	1,05	0,32
Transporte	7,33	7,18	7,14	7,94	4,25
Veículos	2,65	3,12	8,09	16,97	12,38
Refeição e higiene	41,02	36,34	29,54	21,41	13,89
Refeição fora de casa	2,73	3,05	3,19	2,08	2,04
	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Itens	Urbano				
	Classes de renda em SMs				
	[0-2,5)	[2,5-5)	[5-10)	[10-25)	[25 - mais)
Moradia	46,76	48,16	42,13	38,39	33,43
Roupas	2,67	3,02	2,85	2,94	2,12
Educação	0,43	0,56	1,42	3,25	3,08
Saúde	6,29	7,37	7,80	8,32	9,03
Outros imóveis	0,82	0,37	1,07	3,17	12,69
Despesas pessoais	8,00	7,87	10,17	11,66	13,04
Lazer	0,53	0,73	1,25	1,95	1,80
Transporte	2,89	3,10	5,26	5,64	5,08
Veículos	1,27	1,86	4,71	7,79	9,25
Refeição e higiene	27,99	24,55	20,25	13,81	7,73
Refeição fora de casa	2,36	2,41	3,08	3,07	2,75
	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração própria a partir dos microdados.

esse item responde por uma parcela maior do que nas áreas urbanas, considerada a mesma classe de renda.<sup>6</sup> Também na área urbana há uma queda bastante acentuada do item alimentação domiciliar entre as classes de 5 a 10 SM e as classes de 10 a 20 SM. Em resumo, entre os mais pobres, os agregados moradia e alimentação, por si sós, podem consumir até 72% do orçamento global familiar nas classes de renda com até 2,5 SM.

Outra importante diferença entre as duas situações domiciliares se revela no dispêndio com transporte, sendo maior no rural, principalmente nas primeiras e menos abastadas classes de renda. Esse ponto evidentemente merece mais atenção das políticas públicas, porque, como se sabe, em diversos municípios das regiões Sudeste e Sul há oferta de transporte gratuito para o deslocamento entre o campo e os centros de compra.

O agregado saúde, a ser discriminado mais adiante no texto, é vitalmente importante no orçamento dos idosos e, entre os mais abastados, sua participação é levemente superior àquela dos com menos renda, oscilando, na média entre as classes, em torno de 5 pontos percentuais (p.p.) e 9 p.p. no mês.

Para Camarano e Pasinato (2004), a demarcação de grupos populacionais distintos é extremamente importante na formulação de políticas públicas. Em vista de certas especificidades no consumo das famílias com idosos, Neri *et al.* (2004) apresentam a construção de um índice de preços da cesta de consumo da população idosa conhecido como Índice de Preços ao Consumidor da Terceira Idade (IPC-3I), a ser calculado e divulgado regularmente pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). Segundo os autores o índice compreenderá uma população localizada nas principais capitais para famílias com pelo menos 50% de idosos e renda entre 1 e 33 SMs, e servirá como referência para políticas públicas de saúde e previdência.

Um ponto que pode ser também mais investigado numa análise sobre o dispêndio familiar ou individual é diagnosticar se diferentes tipologias, com relação ao gênero, principalmente na condição de chefia da estrutura familiar, determinam ou condicionam padrões de consumo diferentes.

Por exemplo, a condição de chefia assumida por um idoso homem poderia determinar padrões de consumo diferentes? Para responder essa questão tabulou-se e estimou-se, a partir dos dados da POF aqui examinada, a distribuição do dispêndio *per capita* para itens não-alimentares, com exceção de alimentação fora do domicílio, de acordo com o arranjo familiar (tabela 5).

6. É importante ressaltar que nessa edição da POF foram investigados produtos adquiridos de forma não-monetária, cujos valores foram computados na pesquisa segundo a declaração dos próprios respondentes, com base no mercado local, ou foram estatisticamente imputados pelo IBGE. Além disso, pesquisou-se a alimentação fora do domicílio, que tem um peso maior na área urbana.

TABELA 5

**Renda total, per capita, tamanho da família e distribuição das despesas pessoais per capita por tipologia familiar – 2002-2003**

(Em %)

Renda/dispêndios	Chefes homens idosos	Chefes mulheres idosas	Chefes homens não-idosos	Chefes mulheres não-idosas	Famílias com idosos	Famílias sem idosos
Renda total mensal (R\$)	1.935,28	1.394,11	1.900,62	1.652,79	1.804,28	1.837,82
Renda per capita mensal (R\$)	572,37	541,90	488,47	491,45	548,94	484,77
Tamanho da família	3,38	2,57	3,89	3,36	3,29	3,79
Participação na renda per capita	44,41	36,69	49,33	48,98	39,05	43,45
Comunicações	0,42	0,57	0,42	0,59	0,51	0,53
Transportes	11,27	9,52	12,88	11,67	11,90	14,58
Alimentação fora de casa	5,29	6,82	8,03	8,16	8,02	9,29
Fumo	0,98	1,39	1,16	1,21	1,35	1,30
Jogos e apostas	0,76	0,65	0,47	0,39	0,75	0,51
Lazer <sup>a</sup>	2,63	3,27	3,78	4,69	3,59	4,55
Produtos farmacêuticos	7,59	9,31	3,67	4,53	8,59	4,19
Pessoais <sup>b</sup>	7,28	9,45	8,69	11,32	8,86	10,61
Roupas <sup>c</sup>	5,38	6,22	6,47	7,51	6,23	7,71
Lar <sup>d</sup>	0,90	1,16	0,87	1,03	1,03	1,04
Serviços de saúde	10,54	9,05	5,50	6,22	10,34	6,39
Veículos <sup>e</sup>	15,09	11,80	19,14	13,07	5,05	6,01
Outras despesas <sup>f</sup>	3,05	5,34	3,47	4,40	4,07	4,19
Outros imóveis	12,79	8,05	8,86	7,28	11,91	9,65
Contribuições <sup>g</sup>	8,40	9,22	6,72	6,39	8,98	7,63
Educação	4,20	4,33	6,58	8,00	5,04	7,94
Viagens	3,44	3,82	3,30	3,55	3,78	3,86
	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003.

<sup>a</sup> Jornais e revistas, diversão e esportes.

<sup>b</sup> Inclui artigos de toucador, serviços pessoais, bolsas, calçados, cintos, jóias, artigos de papelaria, livros não-didáticos, brinquedos e materiais de recreação, relógios, aparelhos celulares e acessórios, produtos de higiene corporal e outras despesas.

<sup>c</sup> Inclui roupas de homens, mulheres e crianças.

<sup>d</sup> Inclui artigos de armarinho, utensílios domésticos e artigos de copa, cozinha, cama e banho.

<sup>e</sup> Aquisição, manutenção, documentação e outros gastos.

<sup>f</sup> Serviços bancários, cartórios, de terceiros e cerimoniais familiares ou religiosos.

<sup>g</sup> Mais transferências e encargos financeiros.

Primeiramente, na abertura da tabela, como já verificado, identifica-se que a renda *per capita* mensal das famílias com idosos ou idosas na condição de chefia é superior à das famílias que não possuem idosos chefes. O mesmo ocorre nas famílias que possuem idosos, chefes ou não – isto é, R\$ 548,94 contra R\$ 484,77 das famílias sem idosos (ver duas últimas colunas da tabela). Contudo o tamanho médio das famílias que possuem idosos é ligeiramente menor do que aquelas que não possuem. Essa média é menor ainda (2,57) no caso de famílias com mulheres idosas exercendo a condição de chefia.

A participação de todo dispêndio *per capita* classificado como “individual” na renda *per capita* para todas as tipologias gira em torno de 40%. O destaque está em gastos com saúde e remédios nas famílias idosas, bastante superiores aos das famílias não-idosas.

Nas famílias com chefes idosos, os dispêndios com serviços de saúde são da ordem de 10% do total despendido, excluídos, como já foi dito, alimentação no domicílio, habitação e serviços de utilidade pública, itens não apresentados nessa tabela.

No enfoque dado ao gênero na condição de chefia, esses resultados preliminares sinalizam que existem diferenciações no padrão de consumo da família. No caso de famílias com mulheres chefes idosas ou não-idosas, a participação relativa de roupas e despesas pessoais é superior à das famílias que têm homens como chefes. Enquanto o item educação também possui uma participação ligeiramente superior nas famílias com chefe mulher, famílias com chefes homens (idosos ou não) detêm participações relativas superiores em veículos, transportes e outros imóveis.

Como visto anteriormente, o agregado serviços de saúde tem um peso não-desprezível no orçamento familiar em relação às famílias sem idosos. Ambas as tabelas posteriores procuraram dar apenas um leve retrato do dispêndio com serviços privados de saúde já que, segundo Nunes (2004), 72% da população brasileira utilizam exclusivamente os serviços de saúde do Sistema Único de Saúde (SUS).

A tabela 6 discrimina o item serviços de saúde privados por categorias de despesa para o biênio 2002-2003 somente nas famílias com idosos por classes de renda. Os registros referem-se aos gastos mensais, tendo como base o período de janeiro de 2003. Na média, no Brasil, as famílias com idosos gastam mensalmente com serviços de saúde R\$ 32,49, sendo o maior o gasto médio com planos de saúde, de R\$ 14,67/mês.

TABELA 6

**Despesa mensal com serviços de saúde para famílias com idosos por classes de renda**  
(Em R\$ de janeiro de 2003)

Item	SMs					Brasil
	[0-2,5)	[2,5-5)	[5-10)	[10-25)	[25 - mais)	
Aquisição de equipamentos de saúde	0,11	0,19	0,46	0,75	12,01	1,28
Cirurgias	0,09	0,48	0,37	1,88	66,11	5,85
Consultas médicas	0,92	1,80	2,57	3,56	8,77	2,75
Exames em geral	1,21	0,54	1,56	1,96	5,55	1,67
Internações	0,02	0,79	0,65	0,95	5,46	1,02
Planos de saúde <sup>a</sup>	1,44	2,49	10,93	27,97	72,89	14,67
Serviços de enfermagem	0,04	0,01	0,44	0,08	0,80	0,20
Serviços de oftalmologistas	0,35	1,07	1,13	2,09	10,16	1,88
Tratamento dentário	0,26	0,28	0,83	4,09	16,24	2,35
Tratamentos de saúde	0,06	0,10	0,38	0,61	7,05	0,81
Total	4,50	7,75	19,32	43,95	205,03	32,49

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003.

<sup>a</sup> Inclui planos dentários.

Enquanto famílias de idosos com renda de até 2,5 SMs ou R\$ 500,00/mês despendem cerca de R\$ 4,50 com serviços de saúde, as famílias com mais de 25 SMs despendem R\$ 205,03. Para essa classe, é interessante observar que o valor gasto com cirurgia (R\$ 66,11) é aproximadamente equivalente ao dispêndio com planos de saúde (R\$ 72,89). Nota-se também que nas classes com renda inferior, os gastos com cirurgia são acentuadamente menores. Efeito similar também se observa para tratamento dentário.

A tabela 7 apresenta a despesa mensal familiar por região. Como se pode observar, as famílias com idosos da região Sudeste têm um dispêndio maior com serviços de saúde (R\$ 46,18) do que nas outras regiões, seguido da região Sul (R\$ 30,61), região Centro-Oeste (R\$ 29,36), região Nordeste (R\$ 14,54) e região Norte (R\$ 12,78).

Cotejados com praticamente todos os itens, os gastos em saúde das famílias com idosos no Sudeste superam os das famílias nas demais regiões, com exceção do item consultas médicas e exames, em que os gastos das regiões Sul e Centro-Oeste são maiores do que os da região Sudeste.

TABELA 7

**Despesa mensal com serviços de saúde para famílias com idosos por região**

(Em R\$ de janeiro de 2003)

Item	Região				
	Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Sul	Sudeste
Aquisição de equipamentos de saúde	0,13	0,17	0,47	0,36	2,47
Cirurgias	2,60	0,18	0,29	2,82	11,19
Consultas médicas	3,38	1,63	2,02	3,90	3,02
Exames	2,55	1,18	1,04	2,60	1,61
Internações	0,74	0,86	1,47	1,15	1,06
Planos de saúde <sup>a</sup>	13,76	8,26	6,19	14,07	19,66
Serviços de enfermagem	0,01	0,13	0,00	0,92	0,06
Serviços de oftalmologistas	1,65	1,30	0,64	2,24	2,27
Tratamento dentário	3,89	0,55	0,24	2,00	3,59
Tratamentos de saúde	0,66	0,29	0,42	0,54	1,26
Total	29,36	14,54	12,78	30,61	46,18

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003.

<sup>a</sup> Inclui planos dentários.**4 ESTIMANDO AS PROBABILIDADES DE DISPÊNDIO DE ACORDO COM A TIPOLOGIA FAMILIAR<sup>7</sup>****4.1 Modelo econométrico**

Para comparar mais precisamente o consumo das famílias que possuem idosos com o daquelas que não possuem, adotou-se, neste estudo, o modelo *logit*. Esse modelo é adequado para o caso em que a variável dependente ( $y$ ) tem natureza dicotômica, isto é, assume valores 0 e 1 e pressupõe-se que determinadas variáveis de controle – como idade, gênero, renda, estado civil, escolaridade, tamanho da família etc. – influenciam na decisão de “consumir” ou “não consumir” tal produto.

**4.2 Descrição das variáveis**

Foram criados dois arquivos para análise, sendo um constituído de famílias ou unidades de consumo chefiadas por idosos e outros idosos (cônjuge e/ou parentes) presentes ou não, e um outro arquivo com famílias sem nenhum idoso.

7. Adota-se neste tópico a mesma metodologia aplicada em artigo anterior do autor. Ver Almeida e Kassouf (2004).



O arquivo com idosos totalizou 9.650 observações ou 18% da amostra, e as famílias sem idosos resultaram em 33.069 observações ou 68% da amostra. O restante das observações (14%), não objeto da análise, inclui famílias que têm idosos mas *não* são chefes.

Na tabela 8, pode-se observar que a renda *per capita* mensal da família com idosos chefes (R\$ 571,37) ultrapassa a da família sem idosos (R\$ 505,17).<sup>8</sup> No entanto, o tamanho desta (3,67 indivíduos) é maior que o daquela (3,07).

TABELA 8  
Média e desvio-padrão das variáveis

Variáveis	Descrição das variáveis	Família com idoso chefe		Família sem nenhum idoso	
		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Renda <i>per capita</i>	= renda familiar total/membros da família	571,47	36.346,38	505,17	31.967,47
Tamanho da família	= número de indivíduos na família	3,07	62,43	3,67	55,06
Situação domiciliar	= 1 se a família está localizada no setor urbano	0,82	12,16	0,85	11,21
Faixas etárias					
Faixa 1 (0-17)	= 1 se a família tem indivíduos com até 17 anos	0,29	14,39	0,70	14,28
Faixa 2 (18-30)	= 1 se a família tem indivíduos entre 18 e 30 anos	0,31	14,60	0,59	15,49
Faixa 3 (31-51)	= 1 se a família tem indivíduos entre 31 e 51 anos	0,31	14,64	-	-
Faixa 4 (52-64)	= 1 se a família tem indivíduos entre 52 e 64 anos	0,46	15,80	-	-
Faixa 5 (65-75)	= 1 se a família tem indivíduos entre 65 e 75 anos	0,54	15,80	-	-
Faixa 6 (76-mais)	= 1 se a família tem indivíduos com mais de 76 anos	0,24	13,43	-	-
Faixa 3 (31-41)	= 1 se a família tem indivíduos entre 31 e 41 anos	-	-	0,48	15,77
Faixa 4 (42-51)	= 1 se a família tem indivíduos entre 42 e 51 anos	-	-	0,35	15,06
Faixa 5 (52-59)	= 1 se a família tem indivíduos entre 52 e 59 anos	-	-	0,17	11,94
Características do chefe					
Sexo do chefe	= 1 se é do sexo masculino	0,61	15,42	0,77	13,18
Trabalho do chefe	= 1 se trabalha	0,37	15,31	0,90	9,51

(continua)

8. Considerou-se somente a renda monetária.

(continuação)

Variáveis	Descrição das variáveis	Família com idoso chefe		Família sem nenhum idoso	
		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Educ 4 (menos de 4)	= 1 se tem menos de 4 anos	0,79	12,84	0,41	15,55
Educ 8 (entre 5 e 8)	= 1 se tem entre 5 e 8 anos	0,10	9,29	0,27	13,93
Educ 11 (entre 9 e 11)	= 1 se tem entre 9 e 11 anos	0,07	8,03	0,21	12,86
Educ 14 (mais de 12)	= 1 se tem mais de 12 anos	0,04	6,44	0,11	9,75
Localização					
Nordeste	= 1 se a família está localizada na região Nordeste	0,28	14,23	0,24	8,02
Norte	= 1 se a família está localizada na região Norte	0,05	6,91	0,07	13,56
Sudeste	= 1 se a família está localizada na região Sudeste	0,45	15,77	0,45	15,69
Sul	= 1 se a família está localizada na região Sul	0,16	11,53	0,16	11,58
Centro-Oeste	= 1 se a família está localizada na região Centro-Oeste	0,06	7,35	0,07	8,41

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003. Elaboração a partir dos microdados.

Quanto à situação domiciliar, 82% das famílias com idosos chefes e 85% das sem idosos residem na zona urbana. Quanto à localização geográfica, a maior parte das famílias com ambas as estruturas está na região Sudeste (45%) e na região Nordeste (cerca de 26%). Com relação às características dos chefes, observa-se que nas famílias com idosos os chefes do sexo masculino chegam a 61%, e nas famílias sem idosos, a 77%.

Quanto aos chefes idosos e não-idosos, respectivamente, 37% e 90% deles têm algum tipo de ocupação remunerada. A maior parte dos idosos também tem um baixo nível de escolaridade. Por exemplo, entre os chefes idosos, 79% têm menos de quatro anos de estudo; entre os não-idosos, são cerca de 41%. Apenas 4% dos chefes idosos têm ensino superior (mais de 12 anos de estudo) e entre os não-idosos esse número é 11%.

### 4.3 Resultados

Nas tabelas 9 e 10 são apresentados os efeitos marginais e os testes das equações propostas do modelo *logit* para alguns agregados de consumo mais representativos das

TABELA 9  
Efeitos marginais da regressão de *logits* para famílias com idosos

Variáveis	Produtos farmacêuticos	Serviços de assistência à saúde	Pessoais	Derivados de fumo	Roupas	Transporte	Alimentação fora do domicílio	Viagens	Lazer	Veículos
Renda <i>per capita</i>	0,000047 (2,32)**	0,000303 (6,06)*	0,000033 (2,91)*	-0,000015 (-0,98)	0,000041 (2,33)**	0,000094 (3,06)*	0,000048 (2,96)*	0,000054 (3,10)*	0,000055 (2,86)*	0,000031 (3,94)*
Tamanho da família	0,0305 (5,43)*	0,0159 (2,57)**	0,0201 (7,48)*	0,0110 (2,52)**	0,0667 (9,00)*	0,0259 (3,81)*	0,0527 (6,97)*	0,0199 (3,82)*	0,0201 (3,65)*	0,0182 (5,46)*
Urbano	0,0240 (1,83)**	0,0604 (3,24)*	0,0056 (1,12)	-0,0477 (-3,41)*	0,0029 (0,20)	-0,0868 (-4,76)*	-0,0012 (-0,07)	-0,0811 (-5,09)*	0,1481 (10,81)*	-0,0016 (-0,14)
Faixa 2 (18-30)	0,0346 (1,99)**	0,0500 (2,10)**	0,0242 (2,17)*	0,0474 (2,48)**	0,0636 (3,18)*	0,1487 (6,03)*	0,1134 (4,62)*	0,0738 (3,52)*	0,2150 (9,20)*	0,0728 (4,24)*
Faixa 3 (31-51)	-0,0014 (-0,09)	0,1005 (4,39)*	0,0146 (4,17)**	0,1111 (5,94)*	0,0550 (2,75)*	0,1608 (7,14)*	0,1343 (5,93)*	0,0427 (2,17)*	0,1508 (7,04)*	0,0548 (3,86)*
Faixa 4 (52-64)	0,0296 (1,46)	0,0738 (2,76)*	0,0105 (1,19)	0,0533 (2,5)**	0,0371 (1,65)**	0,1524 (6,05)*	0,0297 (1,15)	0,0420 (1,88)**	0,0629 (2,58)**	0,0238 (1,39)
Faixa 5 (65-75)	0,0710 (3,54)*	0,0731 (2,84)*	0,0117 (1,41)	0,0314 (1,67)**	-0,0035 (-0,16)	0,0479 (1,90)**	-0,0206 (-0,81)	0,0104 (0,49)	-0,0157 (-0,66)	-0,0012 (-0,08)
Faixa 6 (76-mais)	0,0662 (1,29)*	0,0505 (1,79)**	-0,0135 (-1,62)	-0,0088 (-0,42)	-0,0408 (-1,70)**	-0,0208 (-0,77)	-0,0616 (-2,25)**	-0,0281 (-1,24)	-0,0446 (-1,85)**	-0,0005 (-0,03)
Sexo masculino	0,0216 (3,78)	0,0490 (2,22)**	0,0238 (3,56)*	0,0206 (1,24)	0,0017 (0,10)	0,0550 (2,59)**	-0,0355 (-1,67)**	0,0260 (1,37)	0,0082 (0,42)	0,0569 (3,99)*
Trabalho do chefe	0,0007 (0,04)	-0,0312 (-1,44)	0,0154 (2,58)	0,0035 (0,23)	0,0188 (1,07)	0,0766 (3,60)*	0,0774 (3,68)*	0,0526 (2,82)*	0,0155 (0,79)	0,0353 (2,39)**

(continua)

(continuação)

Variáveis	Produtos farmacêuticos	Serviços de assistência à saúde	Pessoais	Derivados de fumo	Roupas	Transporte	Alimentação fora do domicílio	Viagens	Lazer	Veículos
Educ. 8 (entre 5 e 8)	0,0212 (0,89)	0,0863 (2,84)*	0,0037 (0,42)	-0,0254 (-1,04)	-0,0016 (-0,06)	0,0931 (3,04)*	0,0443 (1,38)	-0,0039 (-0,14)	0,1919 (6,07)*	0,0052 (0,25)
Educ. 11 (entre 9 e 11)	0,0873* (3,95)	0,1550 (3,37)*	0,0143 (1,57)	-0,0194 (-0,61)	0,0504 (1,49)	0,1398 (3,18)*	0,0561 (1,38)	0,0519 (1,30)	0,3296 (7,18)*	0,0117 (0,46)
Educ. 14 (mais de 12)	0,0447 (0,97)	0,2336 (3,86)*	0,0406 (6,18)*	0,0047 (0,10)	0,0229 (0,44)	0,2166 (3,50)	0,0533 (0,88)	0,1164 (2,03)**	0,3772 (6,23)*	-0,0189 (0,65)
Norte	-0,0525 (-2,26)**	-0,1452 (-5,39)*	-0,0009 (-0,12)	0,0382 (1,65)***	-0,0033 (-0,14)	-0,0675 (-2,34)**	-0,0828 (-2,98)*	-0,0005 (-0,02)	-0,0487 (-2,11)**	0,0029 (0,16)
Nordeste	-0,0204 (-1,27)	-0,1009 (-4,60)*	0,0036 (0,65)	0,0214 (1,27)	0,0212 (1,25)	-0,0177 (-0,81)	-0,0335 (-1,57)	0,0827 (4,28)*	-0,0629 (-3,39)*	-0,0138 (-1,04)
Sul	0,0101 (0,55)	-0,0006 (-0,02)	0,0105 (1,83)**	-0,0099 (-0,51)	0,0481 (2,68)*	-0,0140 (-0,57)	-0,0347 (-1,46)	0,0563 (2,46)**	0,0393 (1,77)**	-0,0173 (-1,15)
Centro-Oeste	-0,0228 (-1,17)	-0,0090 (-0,36)	-0,0059 (-0,84)	-0,0048 (-0,24)	-0,0787 (-3,66)*	-0,0418 (-1,68)***	-0,1010 (-4,25)*	0,0455 (1,96)**	-0,0399 (-1,98)**	0,0095 (0,60)
Teste chi-quadrado (wald)	161,11*	317,82*	304,27*	211,54*	304,02*	425,72	350,15*	222,57*	588,88*	301,68*

Obs.: Os testes Z estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

\* Denota significância ao nível de 1%.

\*\* Denota significância ao nível de 5%.

\*\*\* Denota significância ao nível de 10%.

Total de observações: 9.650.

TABELA 10  
Efeitos marginais da regressão de *logits* para famílias sem idosos

Variáveis	Produtos farmacêuticos	Serviços de assistência à saúde	Pessoais	Derivados de fumo	Roupas	Transporte	Alimentação fora do domicílio	Viagens	Lazer	Veículos
Renda <i>per capita</i>	0,0000273 (2,76)*	0,0001964 (5,72)*	0,0000194 (4,21)*	-0,0000221 (-0,45)	0,0000538 (5,31)*	0,0001173 (5,15)*	0,0001083 (5,75)*	0,0000574 (4,84)*	0,0002898 (8,28)*	0,0000469 (4,99)*
Tamanho da família	0,0327 (11,05)*	0,0185 (4,96)*	0,0060 (7,20)*	0,0120 (4,37)*	0,0298 (12,67)*	0,0197 (6,55)*	0,0279 (8,84)*	0,0142 (4,94)*	0,0315 (8,43)*	0,0287 (10,45)*
Urbano	0,0506 (5,87)*	0,1069 (9,80)*	0,0060 (2,70)*	0,0091 (1,05)	0,0195 (3,12)*	0,0284 (3,00)*	0,0383 (4,07)*	-0,0702 (-7,13)*	0,1673 (14,75)*	0,0198 (2,17)**
Faixa 2 (18-30)	0,0589 (6,07)*	0,0611 (5,07)*	0,0066 (2,84)*	0,0170 (1,66)***	0,0546 (7,04)*	0,0616 (5,76)*	0,0494 (4,47)*	0,0607 (5,67)*	0,1306 (10,45)*	0,0692 (6,75)*
Faixa 3 (31-41)	0,0352 (3,43)*	0,0537 (4,13)*	0,0042 (1,89)***	0,0389 (3,51)*	0,0180 (2,39)**	0,0594 (5,36)*	0,0481 (4,10)*	0,0298 (2,61)*	0,0756 (5,70)*	0,0473 (4,36)*
Faixa 4 (42-51)	0,0355 (3,91)*	0,1294 (10,42)*	0,0018 (0,86)	0,0872 (8,36)*	0,0094 (1,32)	0,0871 (8,45)*	0,0610 (5,63)*	0,0824 (7,59)*	0,1002 (7,91)*	0,0027 (0,26)
Faixa 5 (52-59)	0,0500 (4,71)*	0,1237 (8,09)*	-0,0031 (-1,18)	0,0713 (5,41)*	-0,0022 (-0,27)	0,0768 (6,40)*	0,0131 (1,04)	0,0560 (4,17)*	0,0471 (2,98)*	-0,0467 (-3,93)*
Sexo masculino	0,0185 (1,78)***	0,0405 (2,99)*	0,0028 (1,24)	0,0116 (1,05)	-0,0070 (-0,96)	0,0076 (0,67)	0,0033 (0,29)	0,0250 (2,13)**	-0,0157 (-1,17)	0,1035 (9,96)*
Trabalho do chefe	0,0040 (0,30)	-0,0048 (-0,27)	0,0079 (2,31)**	0,0313 (2,29)**	0,0184 (1,78)***	0,0404 (2,63)*	0,0566 (3,60)*	-0,0360 (-2,16)**	-0,0087 (-0,49)	0,0185 (1,23)

(continua)

(continuação)

Variáveis	Produtos farmacêuticos	Serviços de assistência à saúde	Pessoais	Derivados de fumo	Roupas	Transporte	Alimentação fora do domicílio	Viagens	Lazer	Veículos
Educ. 8 (entre 5 e 8)	0,0530 (5,65)*	0,1109 (8,06)*	0,0033 (1,57)	-0,0065 (-0,60)	0,0449 (6,63)*	0,0970 (9,29)*	0,0581 (5,21)*	0,0228 (1,87)***	0,1552 (11,78)*	0,0280 (2,35)**
Educ. 11 (entre 9 e 11)	0,0933 (9,11)*	0,2490 (15,61)*	0,0100 (4,67)*	-0,0733 (-6,25)*	0,0556 (7,47)*	0,1669 (14,68)*	0,1361 (9,47)*	0,0946 (6,68)*	0,2792 (19,42)*	0,0452 (3,33)*
Educ. 14 (mais de 12)	0,0925 (6,02)*	0,3388 (13,27)*	0,0109 (2,60)*	-0,0820 (-5,00)*	0,0702 (6,66)*	0,1829 (9,65)*	0,1193 (6,89)*	0,2031 (8,70)*	0,3918 (20,76)*	0,0983 (4,32)*
Norte	-0,03680 (-3,02)*	-0,0036 (-12,53)*	0,0002 (0,08)	-0,0270 (-2,35)**	0,0020 (0,24)	-0,0931 (-6,65)*	-0,0744 (-5,37)*	0,0035 (0,26)	-0,0985 (-6,50)*	0,0204 (1,58)
Nordeste	-0,0243 (-2,50)**	-0,1637 (-10,86)*	0,0004 (0,18)	-0,0565 (-5,89)*	0,0086 (1,25)	-0,0960 (-8,32)*	-0,0166 (-1,48)	0,0732 (6,53)*	-0,0637 (-4,88)*	-0,0207 (-1,99)**
Sul	-0,0084 (-0,76)	-0,1308 (-0,27)	-0,0007 (-0,3)	-0,0178 (-1,63)	0,0241 (3,21)*	-0,0780 (-6,01)*	-0,0248 (-1,97)	0,0722 (5,73)*	0,0169 (1,20)	0,0368 (3,10)*
Centro-Oeste	-0,0384 (-3,47)*	-0,0643 (-5,01)*	-0,0027 (-1,12)	-0,0493 (-4,78)*	-0,0275 (-3,34)*	-0,0922 (-7,27)*	-0,0898 (-7,11)*	0,0143 (1,16)	-0,0261 (-1,90)***	0,0127 (1,11)
Teste chi-quadrado ( <i>wald</i> )	457,06*	1543,60*	325,51*	290,37*	598,18*	749,55*	553,61*	447,76*	1772,03*	536,82*

Obs.: Os testes Z estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

\* Denota significância ao nível de 1%.

\*\* Denota significância ao nível de 5%.

\*\*\* Denota significância ao nível de 10%.

Total de observações: 33.069.

famílias que apresentam chefe idoso e daquelas que não apresentam idosos, respectivamente. Todas as equações foram ponderadas pelo fator de expansão da amostra.

O teste de qui-quadrado utilizado (*wald test*), que permite analisar se todos os coeficientes de inclinação são 0, foi altamente significativo para cada equação, indicando que as variáveis pré-escolhidas mediram satisfatoriamente a probabilidade de consumo dos agregados analisados.

De imediato, é realizada uma análise dos coeficientes acerca dos resultados econométricos. Contudo, dado o número elevado de equações, este texto irá se concentrar nos resultados considerados intuitivamente mais relevantes. Ademais, como alguns resultados também se apresentaram bastante distintos entre as duas tipologias, vai-se procurar tecer aqui hipóteses que possam ser discutidas mais detalhadamente e examinadas em estudos futuros.

Primeiro, pode-se observar que, para a maioria dos dispêndios analisados, o coeficiente da renda *per capita*, que é o efeito marginal, foi significativo e positivo, indicando que quanto maior a renda, maior o consumo. Somente na equação de consumo para derivados de fumo, nas duas tipologias adotadas, os sinais dos coeficientes se apresentaram negativos, embora estatisticamente não-significativos.

Pela variável tamanho da família pode-se verificar que tanto nas famílias com idosos chefes como nas sem idosos, o crescimento do número de indivíduos aumenta a probabilidade de consumo em todos os agregados analisados.

Por meio da variável que considera a situação de moradia da família, urbana ou rural, observou-se que em famílias urbanas chefiadas por idosos é menor a probabilidade de gasto com transportes (majoritariamente combustível e ônibus) do que nas que vivem no meio rural. Leis existem permitindo ao idoso transporte urbano gratuito, situação nem sempre adotada pelos idosos rurais por falta de informação desse direito e burocracias municipais.

As famílias sem nenhum idoso apresentaram um comportamento oposto, ou melhor, há um indicativo de que famílias urbanas gastam mais com transporte do que as famílias rurais, o que era de se esperar, dada a disponibilidade desse serviço no meio urbano, e pelo fato de os deslocamentos serem feitos em automóvel e por meio do transporte público.

Ademais, o aumento da expectativa de vida e do número de idosos vem transformando as composições de consumo, com o aumento da demanda por produtos ou serviços voltados para esse segmento, tais como viagens, práticas esportivas, restaurante, lazer etc. Para tentar corroborar também essas hipóteses procurou-se controlar a composição familiar através das faixas etárias.

Nas famílias com idosos, foi captado com sucesso pelo modelo que indivíduos a partir dos 65 anos (faixa 5 e faixa 6) demandam mais medicamentos do que os jovens, um resultado esperado. Certamente, com as mudanças no perfil epidemiológico da população e as mudanças demográficas, há que se considerar os investimentos em tratamentos de promoção e prevenção, bem como uma política de acompanhamento e assistência integral ao idoso.

Na equação que mediu a probabilidade de dispêndio com lazer, pode-se inferir que indivíduos com mais de 76 anos procurem despender menos do que crianças e jovens. Já em faixas de idades menores, e em ambas estruturas familiares, foram constatados sinais positivos nos coeficientes dessa equação. Talvez caiba investigar com mais detalhes até que ponto as opções de lazer existentes estejam sendo satisfatoriamente adequadas aos idosos em geral. Ainda para esse grupo, pode-se observar também que existe menor probabilidade de consumir alimentos fora do domicílio, resultado esperado, dado que esses indivíduos têm menor probabilidade de se deslocar por apresentarem maiores restrições em sua mobilidade.

Nas famílias sem idosos, em praticamente todas as faixas de idade propostas, os sinais dos coeficientes positivos indicaram maior probabilidade de consumir produtos para a maioria dos agregados de consumo. No entanto, um sinal negativo foi captado na regressão no item veículos para a faixa de idade das pessoas entre 52 e 59 anos. Esse resultado é bastante interessante do ponto de vista mercadológico, pois pessoas dessa idade provavelmente já possuem esse tipo de bem e, portanto, menor demanda. Assim, pode-se seguramente sugerir que propostas de *marketing* desse produto devem focar no público mais jovem, haja vista que nas famílias com idosos os coeficientes das faixas de idade entre 18 e 50 anos se mostraram estatisticamente significativos.

Analisando especificamente o dispêndio para chefes idosos, por gênero, os homens têm maior probabilidade de consumir do que as mulheres os seguintes itens: serviços de saúde, pessoais, transporte e veículos. Já nas famílias sem idosos, o chefe homem tem maior probabilidade de consumir produtos farmacêuticos, serviços de saúde, viagens e veículos do que a chefe mulher.

Com relação ao chefe idoso que trabalha, embora o nível de significância do coeficiente não tenha atingido 10%, observa-se uma menor probabilidade de consumir com serviços de saúde do que aquele que não trabalha. Dado que houve um controle da renda, o resultado sugere maiores investigações socioeconômicas a partir desse resultado. Poderia verificar-se a hipótese de que os idosos trabalham porque possuem melhores condições de saúde, demandando menos tratamentos de saúde, por exemplo. As Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (Pnads)



de 1998 e 2003 fornecem relevantes insumos para tal proposta porque executaram um amplo levantamento das condições de saúde e acesso aos serviços de saúde para todos os indivíduos.

Outros resultados também mostraram que para chefes não-idosos trabalhando existem maiores probabilidades de consumir em despesas típicas de quem trabalha do que aqueles que não trabalham, ou melhor, com despesas pessoais, transporte, alimentação fora do domicílio e veículos.

Uma vez controlada a renda pelo modelo, pode-se verificar também a relevância no nível de escolaridade do chefe no dispêndio não-alimentar. Por exemplo, pode-se constatar que entre chefes idosos e não-idosos, quanto maior o nível de escolaridade, maior a probabilidade de despende com serviços de assistência à saúde. Esse resultado pode ter grande importância do ponto de vista de políticas, porque se os futuros chefes idosos mais escolarizados procurarem despende com tratamentos preventivos, por exemplo, esse fato diminuiria os encargos dos governos com tratamentos de saúde curativos.

Nunes (2004) retratou o perfil de morbidade de toda a população com dados do Banco de Dados do Sistema Único de Saúde (Datasus) de 2003 e observou que os custos de tratamentos mais elevados no SUS correspondem a tratamentos feitos por homens e mulheres entre 60 e 69 anos. A partir dessa idade os custos decrescem, contrariando a hipótese de que idosos onerem mais os serviços de saúde públicos do que os mais jovens.

Ademais, no curto prazo, a ampliação de programas sociais como o Saúde da Família, focando na reeducação dos chefes em moldes não-formais, alertando-os sobre tratamentos preventivos poderá também diminuir esses encargos. Nunes (2004) também sugere que programas como o Saúde em Casa poderiam reduzir os custos de internação convencional em até 40% ao substituí-los por internações domiciliares.

Outro resultado bastante importante foi detectar que chefes de família idosos mais instruídos têm menor probabilidade de despende com derivados de fumo. Esse resultado foi também captado com sucesso na estrutura de famílias de chefes não-idosos.

Quanto à localização da família, observa-se que indivíduos das famílias idosas e não-idosas das regiões Nordeste, Norte e Centro-Oeste têm menor probabilidade de despende com produtos farmacêuticos e serviços de saúde do que os indivíduos da região Sudeste (variável omitida). Com esse resultado, repõe-se a hipótese de que existam desigualdades referentes à oferta de serviços e estabelecimentos privados de saúde entre as regiões mais pobres em relação à região Sudeste. Na região Sul,

para esses dois agregados, os sinais dos coeficientes também se apresentaram negativos, mas não foram minimamente significativos.

Finalmente, pode-se constatar também que todos os indivíduos nas famílias com idosos e sem idosos na região Centro-Oeste têm menores probabilidades de consumir roupas, transporte, alimentação fora do domicílio, viagens e lazer do que os da região Sudeste.

Quanto ao lazer em particular, sob ambas as tipologias familiares consideradas, também foi observada menor probabilidade de despender nas regiões Nordeste e Norte do que na região Sudeste.

## 5 CONCLUSÕES

Este capítulo teve como idéia central caracterizar, segundo a POF, a renda e o dispêndio das famílias com idosos sob diferentes óticas socioeconômicas e demográficas como classes de renda, localização geográfica e tipologias familiares para o período 2002-2003.

Segundo Camarano e Pasinato (2004), para o grupo dos idosos, a longevidade foi conquistada graças a políticas sociais e econômicas, que também substancialmente melhoraram as condições de vida da população como um todo. Analisando dados dos censos demográficos, suplemento de saúde da Pnad e estatísticas do Ministério de Saúde, os autores concluíram que, em geral, os idosos estão em melhores condições do que a população jovem. A família na qual eles se fazem presentes, dentro de alguns segmentos, apresenta rendimentos maiores.

Assim como observado em Almeida e Kassouf (2004), a presença dos idosos na família, graças a sua renda mais estável, permite a elevação do poder de compra. Essa constatação observada pelos dois autores, a partir dos dados da POF de 1995-1996, é confirmada também no presente trabalho. É interessante observar, contudo, que essa diferença de rendimentos entre famílias com e sem idosos é significativamente reduzida quando passamos de um contexto de análise só de regiões metropolitanas (universo da POF de 1995-1996) para uma análise nacional (universo da POF de 2002-2003). Enquanto em 1996 a renda *per capita* mensal das famílias com idosos era quase o dobro da renda das famílias sem idosos, na análise nacional para 2003 esse percentual não chegou a 13% a mais para as famílias com idosos.

A diferença de gastos entre uma família com idosos no Sudeste e uma família sem idoso no Nordeste é de R\$ 579/mês. Os gastos com moradia e alimentação ocupam boa parte do orçamento familiar principalmente nas famílias mais pobres de ambos os arranjos – 72% do orçamento global.

Novamente, corroborando os resultados de Almeida e Kassouf (2004), a POF de 2002-2003 mostrou que os percentuais gastos com medicamentos e serviços de saúde nas famílias com idosos foram superiores aos gastos das famílias sem idosos. Para os gastos com saúde (serviços e medicamentos), as famílias com idosos da região Sudeste despenderam mensalmente o maior valor, R\$ 46,18 em relação às outras macrorregiões.

Em segundo plano, com o modelo *logit* pode-se verificar também de forma mais robusta que comportamentos de consumo de distintas estruturas familiares são diferenciados não somente em decorrência da renda domiciliar, mas também em função de características relativas a tamanho da família, composição etária familiar, situação censitária, trabalho e escolaridade do chefe e região. Pôde-se observar que a presença do idoso nas famílias não modifica os hábitos de consumo dos mais jovens que vivem com eles. Nas famílias com idosos e sem idosos, indivíduos na fase de vida laboral, entre 30 e 50 anos, possuem hábitos de consumo semelhantes.

No entanto, na análise das duas estruturas familiares vários resultados se mostraram interessantes: por exemplo, corroborou-se a hipótese de que idosos demandam muito mais tratamentos de saúde do que os não-idosos, independentemente da renda. Ademais, essa demanda positiva se inicia já para indivíduos acima dos 30 anos, em relação aos mais jovens, indicando uma preocupação com saúde e longevidade.

Observou-se também que quanto maior a escolaridade do chefe, idoso ou não, maior a probabilidade de se despender com serviços de assistência à saúde e menor a probabilidade de se consumir derivados de fumo. Todos esses resultados do modelo *logit* são similares àqueles observados utilizando-se a POF de 1995-1996 (ALMEIDA; KASSOUF, 2004). É interessante observar que sair de um contexto metropolitano para um nacional não alterou as principais conclusões.

Os indivíduos das famílias idosas e não-idosas das regiões Nordeste, Norte e Centro-Oeste têm menor probabilidade de despender com produtos farmacêuticos e serviços de saúde do que os indivíduos da região Sudeste, sinalizando uma hipótese de que existem desigualdades referentes a oferta de serviços e estabelecimentos privados de saúde entre as regiões mais pobres ante a região Sudeste.

Finalmente, observou-se que o idoso e sua estrutura familiar, pela importância da sua renda e dispêndio, devem ser mercedores de atenção por parte dos governos e da sociedade. Beltrão, Camarano e Kanso (2004) estimam que em 2020, a população acima de 60 anos será de 30,9 milhões de pessoas com 55,3% constituídos por mulheres. Ademais, o aumento das taxas de sobrevivência e queda da fecundidade altera o perfil epidemiológico, destacando as doenças crônico-degenerativas, pressionando

os serviços de saúde. Já houve importantes avanços nas políticas públicas voltadas para esse segmento: *a)* houve um aumento significativo dos beneficiários da Previdência Rural e *b)* o Estatuto do Idoso foi lançado. Contudo, é preciso consolidar essas iniciativas e avançar em outras questões, como a adequação dos espaços urbanos para as pessoas idosas, a ampliação da proteção social para os idosos que estiveram ocupados no informal urbano, a ampliação da assistência à saúde continuada para idosos, a promoção do tratamento e a prevenção das doenças crônicas não-transmissíveis etc.

O aprofundamento das análises sobre os gastos de bens e serviços dos principais subitens de consumo das famílias idosas melhoraria significativamente as propostas de políticas públicas atualmente executadas para os idosos, como proposto por Neri *et al.* (2004). Ademais, é interessante identificar novos segmentos de mercados específicos (cosméticos, turismo etc.) voltados para os idosos, objetivando melhorar sua qualidade de vida e quebrar os preconceitos culturais e sociais vigentes, mostrando que os idosos são e serão uma força não-desprezível da economia.

#### REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, A. N.; KASSOUF, A. L. Determinantes do consumo das famílias com idosos e sem idosos, com base na Pesquisa de Orçamentos Familiares de 1995/96. *Revista de Economia Aplicada*, São Paulo, FEA/USP, v. 8, n. 3, jul./set. 2004.
- . Determinantes do consumo das famílias com idosos e sem idosos com base na Pesquisa de Orçamentos Familiares de 1995-1996. In: SILVEIRA, F. G.; SERVO, L. M.; MENEZES, T.; PIOLA, S. F. (Orgs.). *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: Ipea, 2006. v. 1, 376 p.
- BELTRÃO, K. I.; CAMARANO, A. A.; KANSO, S. *Dinâmica populacional brasileira na virada do século XX*. Rio de Janeiro: Ipea, ago. 2004 (Texto para discussão, n. 1.034). 71 p.
- CAMARANO, A. A. (Coord.). *Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros*. Rio de Janeiro: Ipea, 1999.
- CAMARANO, A. A.; PASINATO, M. T. Introdução. In: CAMARANO, A. A. (Coord.). *Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?* Rio de Janeiro: Ipea, 2004. p. 2-22.
- PNUD. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. *Definição e metodologia de cálculo dos indicadores e índices de desenvolvimento humano e condições de vida, 2000*. Disponível em: <[www.undp.org.br/HDR/HDR2000/Metodologias%20-%20IDH-M%20e%20ICV.pdf](http://www.undp.org.br/HDR/HDR2000/Metodologias%20-%20IDH-M%20e%20ICV.pdf)>. Acesso em: 5 dez. 2006.
- DELGADO, G. C.; CARDOSO, J. C. O idoso e a previdência rural no Brasil: a experiência recente da universalização. In: CAMARANO, A. A. (Coord.). *Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?* Rio de Janeiro: Ipea, 2004. p. 293-319.
- HOFFMANN, R. Elasticidades-renda das despesas e do consumo físico de alimentos no Brasil metropolitano em 1995-1996. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 47, n. 1, p. 111-122, 2000.

———. Elasticidades-renda das despesas e do consumo físico de alimentos no Brasil metropolitano em 1995-1996. In: SILVEIRA, F. G.; SERVO, L. M.; MENEZES, T.; PIOLA, S. F. (Orgs.). *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: Ipea, 2006. v. 1, 376 p.

IBGE. *Microdados da pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003*. Rio de Janeiro: IBGE, 2004a. CD-ROM.

———. *Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003: primeiros resultados*. Rio de Janeiro: IBGE, 2004b. 276 p.

MENEZES, T.; SILVEIRA, F. G.; MAGALHÃES, L. C. G.; TOMICH, F. A.; VIANNA, S. W. *Gastos alimentares nas grandes regiões urbanas do Brasil: aplicação do modelo AID aos microdados da POF 1995/1996* IBGE. Brasília: Ipea, jul. 2002 (Texto para discussão, n. 896). 21 p.

———. Gastos alimentares nas grandes regiões urbanas do Brasil: aplicação do modelo AID aos microdados da POF de 1995-1996 do IBGE. In: SILVEIRA, F. G.; SERVO, L. M.; MENEZES, T.; PIOLA, S. F. (Orgs.). *Gastos e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: Ipea, 2006, v. 1, 376 p.

NERI, M.; QUADROS, S.; BRAZ, A.; ARDEO, V. Inflação e os idosos brasileiros. In: CAMARANO, A. A. (Coord.). *Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?* Rio de Janeiro: Ipea, 2004. p. 559-585.

NUNES, A. O envelhecimento populacional e as despesas do sistema único de saúde. In: CAMARANO, A. A. (Coord.). *Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?* Rio de Janeiro: Ipea, 2004. p. 427-450.

SEALE, J.; REGMI, A.; BERNSTEIN, J. *International evidence on food consumption patterns*. Washington: USDA, Oct. 2003 (Technical Bulletin, n. 1.904). 67 p.

WONG, L. R.; MOREIRA, M. M. *Envelhecimento demográfico humano: as transformações demográficas anunciadas na América Latina (1950-2050)*. Recife: Fundação Joaquim Nabuco, 2000. Disponível em: <[www.fundaj.gov.br/geral/textos%20online/populacional/desenvolvimento.pdf](http://www.fundaj.gov.br/geral/textos%20online/populacional/desenvolvimento.pdf)>. Acesso em: 5 dez. 2006.

## ANEXO

TABELA A1

### Distribuição dos dispêndios das famílias com idosos em 2002-2003 segundo a UF

(Em %)

UF	Moradia	Roupas	Educação	Saúde	Outras residências	Outras despesas pessoais	Lazer	Trans- porte	Veículos	Refeição no domicílio e higiene pessoal	Refeição fora do domicílio
RO	24,2	2,5	1,4	4,8	30,0	8,4	1,1	6,8	6,2	12,3	2,2
AC	44,0	2,8	0,5	5,1	0,1	9,9	1,0	6,4	7,0	18,8	4,3
AM	40,2	2,9	1,3	5,0	0,5	12,4	1,7	7,4	4,8	19,8	3,8
RR	44,3	4,2	0,5	4,8	3,4	11,1	3,0	4,0	2,6	19,7	2,4

(continua)

(continuação)

UF	Moradia	Roupas	Educação	Saúde	Outras residências	Outras despesas pessoais	Lazer	Trans- porte	Veículos	Refeição no domicílio e higiene pessoal	Refeição fora do domicílio
PA	34,1	3,7	1,5	5,5	2,1	14,3	1,7	4,0	4,4	25,1	3,6
AP	36,6	5,4	1,2	3,5	0,9	10,5	2,1	7,9	2,4	24,9	4,5
TO	33,6	3,4	1,1	6,7	3,7	10,9	0,8	6,8	5,1	24,2	3,7
MA	32,8	3,6	0,7	6,0	1,5	11,8	1,0	6,1	3,0	29,1	4,3
PI	29,9	3,4	1,6	6,2	0,8	11,0	1,1	5,9	5,1	32,6	2,4
CE	41,2	3,0	1,7	6,0	1,4	10,7	1,4	4,8	5,4	21,5	3,0
RN	38,6	2,7	1,6	7,8	2,4	12,8	1,2	4,4	5,1	21,1	2,3
PB	34,2	2,7	1,5	7,7	2,2	10,5	0,7	6,1	5,8	26,2	2,5
PE	36,3	3,2	2,0	7,5	1,1	10,5	1,8	4,5	6,8	23,6	2,6
AL	37,3	3,4	1,4	8,0	2,1	10,3	1,3	4,3	5,9	24,1	2,0
SE	35,1	2,9	2,0	7,1	0,7	10,3	1,3	5,8	6,8	25,2	2,8
BA	32,5	4,1	1,9	6,8	2,2	11,9	1,5	5,3	7,3	22,2	4,3
MG	36,2	3,1	2,5	7,8	7,6	10,9	1,2	3,9	6,9	17,1	3,0
ES	35,9	2,8	2,7	10,1	1,5	14,9	1,3	4,5	8,0	15,4	2,9
RJ	39,5	2,4	2,6	8,4	3,9	12,9	1,9	6,1	5,6	12,8	4,0
SP	40,0	2,2	2,3	8,8	7,9	10,2	1,3	4,8	6,6	14,0	2,0
PR	37,5	2,8	1,6	8,3	4,4	9,8	1,6	5,4	8,8	17,0	2,8
SC	36,4	2,5	2,5	7,5	8,0	10,6	1,2	5,4	8,3	14,9	2,7
RS	41,1	2,6	1,3	9,2	3,9	8,6	1,5	4,8	6,4	17,7	2,8
MS	40,4	2,7	1,5	7,2	1,6	9,8	1,0	5,4	9,4	18,7	2,4
MT	41,8	3,1	2,0	7,2	1,2	11,0	0,9	5,6	6,2	19,0	2,0
GO	36,7	2,4	2,5	9,6	3,3	9,5	1,1	5,8	10,2	16,5	2,4
DF	40,0	2,4	5,2	7,8	4,8	13,1	2,1	6,1	8,5	7,2	2,8

Fonte: IBGE/POF de 2002-2003.

## DEMANDA POR PLANOS DE SAÚDE NO BRASIL

Mônica Viegas Andrade

Ana Carolina Maia

### 1 INTRODUÇÃO

A evidência empírica mostra que a escolha de um sistema misto como forma de financiamento dos serviços de saúde tem crescido significativamente nas últimas décadas. Entre os países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) – Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD) – todos têm alguma participação do setor privado no financiamento mesmo que o sistema público ainda seja a forma dominante (OECD, 2005). Esse crescimento se deve, em grande medida, à expressiva elevação dos gastos com bens e serviços de saúde em relação ao crescimento do produto.<sup>1</sup> Alguns elementos explicam essa elevação dos gastos: o uso intensivo de tecnologia e mão-de-obra especializada com geração de novos serviços, e mudanças no perfil epidemiológico que resultaram em aumento da longevidade e em maior universalização do acesso aos serviços de saúde. Diante desse contexto, alguns governos, dada a restrição orçamentária, se vêem incapazes de financiar totalmente o cuidado com a saúde, impondo ou uma restrição ao uso (racionamento) ou restringindo o grupo de serviços ofertados. Esse *mix* público-privado tem se apresentado de forma diferenciada nos sistemas de saúde e se manifestado como forma dominante. Nos Estados Unidos, a participação do setor público é restrita aos grupos populacionais de maior risco: idosos, crianças e pobres (ANDRADE; LISBOA, 2000). No Canadá, a participação do setor privado é permitida apenas para os serviços não providos pelo seguro público. Na Inglaterra a atuação do setor privado é similar ao caso brasileiro, no qual o sistema privado é suplementar ao sistema de saúde público

1. O gasto total em saúde tem apresentado uma tendência de aumento nas últimas décadas, entre 1980 e 2003; os países da OCDE exibiram crescimento médio real dos gastos com saúde de 3% ao ano (a.a.) sendo que, durante a década de 1990, a participação relativa dos gastos públicos no gasto total com saúde apresentou declínio médio de 1,5%, em detrimento de um aumento da participação do setor privado (OECD, 2002).

universal, oferecendo tanto serviços disponibilizados pelo sistema público como outros serviços.

Uma categorização dos tipos de financiamento existentes na literatura (MOSSIALOS; THOMSON, 2002) classifica os gastos segundo fonte de financiamento em três tipos: gasto público, gasto privado através de seguro ou plano de saúde e gasto privado realizado por desembolso direto. O objeto de estudo deste trabalho é o setor de saúde suplementar no Brasil. A evidência empírica internacional mostra que os gastos privados com planos de saúde têm crescido de forma significativa no montante dos gastos totais e têm se configurado como alternativa importante de financiamento dos gastos com bens e serviços de saúde (OECD, 2005).

No Brasil, o sistema público de saúde foi regulamentado em 1988, determinando acesso universal, integral e gratuito a toda a população e permitindo a livre atuação do setor privado. O sistema de saúde suplementar cobre cerca de 25% da população e essa participação tem-se mantido praticamente estável nos últimos oito anos. Essa opção de sistema institucional, embora seja democrática, gera iniquidades no acesso aos serviços de saúde. Os grupos de *status* socioeconômico mais elevado têm duplo acesso ao sistema. Apesar dessa iniquidade, a ampliação da população coberta por seguro privado é uma alternativa interessante do ponto de vista de bem-estar social na medida em que pode minorar o problema de congestão no provimento dos serviços públicos de saúde.

O objetivo deste trabalho é analisar os determinantes da demanda e da escolha de cobertura por planos de saúde privados no Brasil. A estimação é realizada para os anos de 1998 e 2003, o que nos permite verificar possíveis impactos da regulamentação.

Consideramos que os indivíduos podem realizar a escolha de aderir ou não a um plano de saúde em dois contextos distintos. No primeiro, o contrato oferecido é um contrato coletivo, aqui denominado contrato de adesão coletiva. Esse caso ocorre quando o indivíduo tem um plano adquirido através do emprego. Nos Estados Unidos, cerca de 60% da população possui cobertura de seguro de saúde privado via emprego (CUTLER; ZECKHAUSER, 2000). No segundo contexto, os indivíduos escolhem o contrato individualmente. Denominamos esse plano adesão individual. Nesse caso, o indivíduo tem mais liberdade para escolher o contrato que lhe for mais conveniente, dependendo de sua restrição orçamentária, suas preferências e de seu risco.

Essa classificação é compatível com a tipologia de contratação de plano adotada pela Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS), que apresenta três tipos de



contratação: *a)* plano individual ou familiar, contratado por pessoas físicas, em que a contraprestação pecuniária é integralmente paga pelo beneficiário, diretamente à operadora; *b)* plano coletivo sem patrocinador, contratado por pessoa jurídica, em que a contraprestação pecuniária é integralmente paga pelo beneficiário, diretamente à operadora; e *c)* plano coletivo com patrocinador, contratado por pessoa jurídica, em que a contraprestação pecuniária é, total ou parcialmente, paga pela pessoa jurídica contratante à operadora. Segundo os dados da ANS, os planos coletivos (com ou sem patrocinador) – adesão coletiva – respondem por cerca de 65% da cobertura, enquanto os planos individuais por cerca de 22%.<sup>2</sup>

Para analisar a demanda por planos de saúde estimamos três modelos para cada um dos anos. O primeiro modelo analisa a escolha de ter plano de saúde independentemente do tipo de adesão. O segundo analisa a demanda por planos individuais. O terceiro é um modelo multinomial que estima a escolha de cobertura para aqueles indivíduos que decidiram adquirir plano de saúde individual. Esse modelo não é estimado para os indivíduos que compram o plano por adesão coletiva, uma vez que estes não necessariamente têm opção de escolha de cobertura.

No modelo multinomial, supomos que o indivíduo tem três categorias de cobertura entre as quais pode escolher: ambulatorial, hospitalar ou completo. Essas categorias foram definidas a partir dos grupos de cobertura assistencial propostos na regulamentação dos planos e seguros de saúde de 1998.<sup>3</sup> A regulamentação define cinco tipos básicos de cobertura assistencial<sup>4</sup> do plano: ambulatorial,<sup>5</sup> hospitalar,<sup>6</sup> obstetrício<sup>7</sup> e odontológico<sup>8</sup> e de referência. As operadoras podem oferecer planos

2. Os beneficiários restantes possuem planos antigos anteriores à Lei 9.656/1998 que regulamenta o sistema de saúde suplementar no Brasil.

3. Lei 9.656/1998.

4. A cobertura assistencial é o conjunto de direitos e tratamentos, serviços e procedimentos médicos, hospitalares e odontológicos adquiridos pelo beneficiário a partir da contratação do plano.

5. Cobertura de consultas médicas em clínicas básicas e especializadas; cobertura dos serviços de apoio diagnóstico, tratamentos e demais procedimentos ambulatoriais.

6. Cobertura de internações hospitalares, admitindo-se a exclusão dos procedimentos obstétricos; cobertura de internações hospitalares em centros de terapia intensiva, ou similar; cobertura de despesas referentes a honorários médicos, serviços gerais de enfermagem e alimentação; cobertura de exames complementares indispensáveis para o controle da evolução da doença e elucidação diagnóstica, fornecimento de medicamentos, anestésicos, gases medicinais, transfusões e sessões de quimioterapia e radioterapia, conforme prescrição do médico assistente, realizados ou ministrados durante o período de internação hospitalar; cobertura de toda e qualquer taxa, incluindo materiais utilizados, assim como da remoção do paciente para outro estabelecimento hospitalar; cobertura de despesas de acompanhante, no caso de pacientes menores de 18 anos.

7. Cobertura assistencial ao recém-nascido, filho natural ou adotivo do consumidor, ou de seu dependente, durante os primeiros 30 dias após o parto; inscrição assegurada ao recém-nascido, filho natural ou adotivo do consumidor, como dependente, isenta do cumprimento dos períodos de carência, desde que a inscrição ocorra no prazo máximo de 30 dias.

8. Cobertura de consultas e exames auxiliares ou complementares; cobertura de procedimentos preventivos, de dentística e endodontia; cobertura de cirurgias orais menores, assim consideradas as realizadas em ambiente ambulatorial e sem anestesia geral.

com as coberturas básicas ou combinações delas, sendo obrigatória a oferta do plano de referência.

A principal contribuição deste trabalho é tentar entender os determinantes da demanda por plano de saúde e da escolha de cobertura no Brasil. A despeito do número de beneficiários de plano de saúde privado, cerca de 40 milhões de pessoas – o que corresponde ao segundo maior mercado de planos de saúde privado mundial –, não existem estudos que proponham modelos de estimação de demanda. Como mencionado, em um sistema como o brasileiro, no qual coexistem o financiamento público e o privado, conhecer os atributos da população coberta e em que contexto é realizada a decisão de compra de plano de saúde é importante para o estabelecimento de políticas públicas e privadas que visem à ampliação da cobertura. Um maior grau de cobertura gera ganhos de bem-estar social uma vez que reduz a incerteza associada ao estado de saúde, aumenta o acesso aos serviços preventivos e, por conseqüência, pode melhorar o estado de saúde médio da população, o que se reflete em níveis maiores de produtividade. Além disso, o sistema privado é uma alternativa ao sistema público, e a ampliação da cobertura pode resultar em uma redução do tempo de espera e em melhora da qualidade do serviço público. Outra contribuição deste trabalho é analisar os primeiros impactos da regulamentação do setor de saúde suplementar.

Para estimar esses modelos utilizamos os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) nos anos de 1998 e 2003, que tem um suplemento dedicado à saúde. Esse suplemento contempla informações acerca da cobertura privada, mas estas se restringem à demanda realizada pelos indivíduos. Ou seja, não existem informações sobre as demais opções do indivíduo no sistema privado e sobre suas opções no sistema público. A principal fragilidade do trabalho resulta da ausência dessas informações, o que impossibilita uma modelagem da escolha de plano de saúde privado considerando-se os atributos individuais e das opções de plano.

O trabalho está organizado em mais seis seções. A seção 2 apresenta um modelo teórico para a decisão de ter plano de saúde e do tipo de cobertura. A seção 3 compreende a análise descritiva da população coberta segundo as modalidades de adesão. A quarta seção apresenta os resultados do modelo de estimação da demanda por planos de saúde e da demanda por planos individuais. A seção 5 compreende a caracterização da população com plano de saúde considerando-se o grau de cobertura do plano. A sexta seção apresenta os resultados do modelo de escolha por cobertura do plano de saúde.

## 2 MODELO TEÓRICO

A fim de entender o processo individual de escolha pela contratação de um seguro de saúde, apresentamos, nesta seção, um modelo simplificado de demanda por seguro, baseado em Cutler e Zeckhauser (2000).

Suponha  $i$  indivíduos. Em um determinado período de tempo, cada indivíduo possui uma probabilidade  $1 - p$  de continuar saudável e uma probabilidade  $p$  de ficar doente. Suponha  $d$  um indicador do estado da natureza que apresenta valor  $d = 1$  caso o indivíduo fique doente e  $d = 0$  caso ele permaneça saudável. A demanda pelo cuidado de saúde está condicionada aos dois estados da natureza. Nesse modelo, supomos que o indivíduo só demanda o serviço de saúde quando está doente, ou seja, não é incorporada a demanda por cuidados preventivos.

Caso o indivíduo fique doente, existe um gasto  $m$  que restaura completamente o seu estado de saúde.<sup>9</sup> O estoque de saúde  $h$  é uma função do estado da natureza e do valor despendido com serviços de saúde:  $h = H [d, m]$ . O gasto médico de restaurar completamente a saúde do indivíduo significa dizer que o estoque de saúde permanece o mesmo caso ele fique doente e realize o gasto  $m$  ou caso ele fique saudável e não realize gasto algum, assim temos:  $H [1, m] = H [0, 0]$ . Denominamos essa hipótese restauração do estado de saúde.

A utilidade dos indivíduos depende da renda disponível  $x$  alocada no consumo de outros bens (que não sejam bens ou serviços de saúde) e de seu estoque de saúde  $h$ . A função utilidade é suposta estritamente crescente e estritamente côncava no consumo. Como os indivíduos são avessos ao risco, a presença de seguro gera ganhos de bem-estar uma vez que suaviza os gastos de consumo entre os estados da natureza.

$$U = U(x_i, h_i)$$

onde  $i$  representa o  $i$ -ésimo indivíduo.

$$U'(x_i) > 0$$

$$U''(x_i) < 0$$

9. Esse modelo pode ser analisado como relacionado a uma doença específica, em que a variável indicador  $d = 1$ , se o indivíduo contrair essa doença. Na prática, o seguro é uma combinação da probabilidade de ocorrer  $n$  doenças às quais estão associados os gastos  $m_n$  que restauram o estado de saúde.

Pela hipótese de restauração do estado de saúde temos  $H[1, m] = H[0, 0]$ . Essa hipótese permite simplificar o modelo e considerar como parâmetro da função utilidade apenas a renda disponível para ser alocada com outros bens de consumo, uma vez que o estoque de saúde passa a ser invariante entre os estados da natureza.

Ou seja:

- Utilidade do indivíduo no estado da natureza saudável:

$$u(y, H[0, 0])$$

- Utilidade do indivíduo no estado da natureza doente:

$$u(y - m, H[1, m])$$

Os indivíduos auferem a renda  $y$  nos dois estados da natureza e não têm acesso ao mercado de crédito. Os custos com os cuidados de saúde podem ser cobertos de duas formas: ou o indivíduo desembolsa  $m$  caso fique doente, ou contrata um seguro de saúde que cobra o prêmio  $\pi$  em todos os estados da natureza e oferece cobertura contra o gasto  $m$  no estado doente. Observamos a seguir a renda esperada em cada estado da natureza, com e sem cobertura de seguro.

#### Renda esperada para os indivíduos não-segurados

Estado da natureza	Renda disponível
Saudável	$x_i = y_i$
Doente	$x_i = y_i - m_i$

#### Renda disponível para os indivíduos segurados

Estado da natureza	Renda disponível
Saudável	$x_i = y_i - \pi_i$
Doente	$x_i = y_i - \pi_i$

Os indivíduos maximizam a utilidade esperada de  $VN - M$ . A utilidade esperada do indivíduo na ausência de seguro é:

$$UE_{ns} = p_i U(y_i - m_i) + (1 - p_i) U(y_i)$$

Caso o indivíduo compre seguro, sua utilidade esperada é constante entre os estados da natureza e dada por:

$$UE_s = U(y_i - \pi_i)$$

Considere um seguro atuarialmente justo:  $\pi_i = p_i m_i$ . Nele, a seguradora recebe o prêmio  $\pi_i$  a cada ano e paga  $m_i$  quando o indivíduo está doente. O indivíduo só compra o seguro quando a utilidade esperada de comprá-lo for maior do que a de não comprá-lo:

$$UE_s > UE_{ns}$$

$$U(y_i - \pi_i) > p_i U(y_i - m_i) + (1 - p_i) U(y_i) \quad (1)$$

A desigualdade (1) mostra que quanto menor a probabilidade de o indivíduo estar doente (quanto mais próximo de zero esteja  $p_i$ ), menor será a possibilidade de ele contratar um seguro, uma vez que, nesse caso, a utilidade esperada de não contratar será maior do que a de contratar. Além disso, se o prêmio de risco cobrado pela seguradora  $\pi_i$  for maior do que a renda  $y_i$  do indivíduo, contratar um seguro privado não faz parte do seu conjunto de escolhas, e esse indivíduo está fora desse mercado.

Uma interpretação adicional da equação (1) pode ser visualizada através de uma expansão de segunda ordem do lado direito da desigualdade por uma série de Taylor. Essa expansão permite entender o comportamento da função ao redor de um  $a$  ponto qualquer. Propomos uma expansão de Taylor em torno da renda líquida de seguros ( $y_i - \pi_i$ ). A expansão de Taylor é dada por:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \frac{f^{(k)}(a)}{k!} (x-a)^k = f(a) + f'(a) \frac{(x-a)}{1!} + f''(a) \frac{(x-a)^2}{2!} + \dots$$

Para o segundo termo do lado direito de (1) teremos que:

$$a = y_i - \pi_i$$

$$x = y_i$$

de forma que:

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^2 \frac{U^{(k)}(y_i - \pi_i)}{k!} (\pi_i)^k &= U(y_i - \pi_i) + U'(y_i - \pi_i) \frac{(\pi_i)}{1!} + \\ &+ U''(y_i - \pi_i) \frac{\pi_i^2}{2!} = U(y_i - \pi_i) + \\ &+ U' \pi_i + \frac{1}{2} U'' \pi_i^2 \end{aligned}$$

Para o primeiro termo do lado direito de (1) teremos que:

$$a = y_i - \pi_i$$

$$x = y_i - m_i$$

de forma que:

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^2 \frac{U^{(k)}(y_i - \pi_i)}{k!} (\pi_i - m_i)^k &= U(y_i - \pi_i) + U'(y_i - \pi_i) \frac{(m_i - \pi_i)}{1!} + \\ &+ U''(y_i - \pi_i) \frac{(m_i - \pi_i)^2}{2!} = U(y_i - \pi_i) - \\ &- U'(m_i - \pi_i) + \frac{1}{2} U''(m_i - \pi_i)^2 \end{aligned}$$

O lado direito da desigualdade fica da seguinte forma:

$$p_i \left[ U(y_i - \pi_i) + U' \pi_i + \frac{1}{2} U'' \pi_i^2 \right] + (1 - p_i) \left[ U(y_i - \pi_i) - U'(m_i - \pi_i) + \frac{1}{2} U'' (m_i - \pi_i)^2 \right]$$

Rearranjando os termos, e levando-se em conta que o seguro é atuarialmente justo ( $\pi = pm$ ), a desigualdade torna-se:

$$U(y_i - \pi_i) > U(y_i - \pi_i) + U'(U''/2U') \pi(m_i - \pi_i) \quad (2)$$

$$U'(U''/2U') \pi_i (m_i - \pi_i) < 0 \quad (3)$$

$$(U''/2) \pi_i (m_i - \pi_i) < 0 \quad (4)$$

Como  $U'' < 0$ , para que a desigualdade seja verdadeira  $m$  deve ser maior do que  $\pi$ , ou seja, o indivíduo só contrata seguro quando os gastos para restabelecer sua saúde forem maiores do que o prêmio pago ao contratar seguro.

Além disso, o lado direito da equação (2) representa a utilidade esperada de não fazer seguro, enquanto a utilidade esperada de fazê-lo é dada pelo primeiro termo do lado direito de (2):

$$UE_{ns} = U(y_i - \pi_i) + U'(U''/2U') \pi(m_i - \pi_i)$$

$$UE_i = U(y_i - \pi_i)$$

Dessa forma, o benefício do seguro será dado pelo diferencial entre as utilidades:

$$UE_i - UE_{ns} = (1/2) U'(-U''/U') \pi_i (m_i - \pi_i) \quad (5)$$

O termo  $(-U''/U')$  é o coeficiente de aversão absoluta ao risco. Esse coeficiente indica que quanto mais o indivíduo for avesso ao risco, maior o ganho de utilidade de fazer seguro e, conseqüentemente, mais ele estará disposto a pagar para remover o risco de realizar o gasto  $m$ . O termo  $\pi_i (m_i - \pi_i)$  representa quanto a renda varia após a realização do gasto se o indivíduo não possuir seguro. A equação (5) mostra que quanto maior essa diferença, maior o benefício do seguro. Isso fica mais claro quando pensamos que quanto maior a extensão da cobertura, maior o benefício. Se os indivíduos só tiverem acesso, por exemplo, a seguros ambulatoriais, o benefício que vão auferir adquirindo essa cobertura é inferior ao que eles obteriam se tivessem acesso a seguros com cobertura para internações, em que o gasto esperado é muito maior.

Podemos realizar uma adaptação desse modelo ao sistema de saúde brasileiro, no qual o setor público provê acesso aos serviços de saúde a toda a população. Nessa situação, caso o indivíduo não faça o seguro, auferirá uma utilidade de reserva que representa o benefício de receber o cuidado através do setor público e não terá nenhum dispêndio monetário direto. Com essa possibilidade, para alguns indivíduos, a utilidade maior pode ser não comprar o seguro de saúde privado. Basta, para isso, que ele avalie o dispêndio não realizado como superior aos custos indiretos do uso do sistema público, como tempo de espera, dificuldades de acesso ao sistema e qualidade do atendimento. Agora a decisão de contratar seguro deve satisfazer duas restrições e torna-se:

$$EU_s > EU_{ns}$$

$$U(y_i - \pi_i) > (1 - p_i)U(y_i) + p_i U(y_i - m_i) \quad (6)$$

$$U(y_i - \pi_i) > \bar{U}_i \quad (7)$$

onde  $\bar{U}_i$  representa a utilidade de reserva do indivíduo  $i$  quando obtém o cuidado através do sistema público. Para modelar a presença de seguro público fazemos as seguintes suposições:

a) existe uma probabilidade esperada pelo indivíduo  $i$  de obter cuidados médicos no setor público dada por  $pu_i^e$ ;



b) para utilizar o setor público o indivíduo incorre em custos indiretos, de modo que a cobertura ofertada é sempre menor do que  $m$  e dada por uma fração  $\alpha_s$ , em que  $\alpha_s \in [0,1]$ .

Assim:

$$\bar{U}_i = (1 - p_i)U(y_i) + p_i U\left(y_i - (1 - pu_i^e \alpha_s)m_i\right)$$

Quanto maior a probabilidade esperada de obter cuidado no setor público, maior a utilidade de reserva dos indivíduos; e quanto menor os custos indiretos ou melhor a qualidade do cuidado público, maior  $\alpha_s$  e, portanto, maior a utilidade de reserva dos indivíduos. Se o indivíduo considera que o acesso ao setor público é inexistente, ou seja,  $pu_i^e = 0$ , a utilidade esperada com o setor público é similar a não ter seguro. Um sistema público com menores filas, acesso mais fácil e de melhor qualidade diminui a demanda por seguros de saúde.

## 2.1 Escolha de cobertura

Além da escolha de fazer ou não seguro, os indivíduos se defrontam ainda com a escolha de cobertura. Para simplificar, supomos um desenho de contratos discreto no qual os indivíduos têm opção de três tipos de cobertura: ambulatorial, hospitalar e completa.<sup>10</sup> A cobertura ambulatorial diz respeito aos gastos com cuidado ambulatorial não associados à internação hospitalar. Esse tipo de gasto, em geral, tem uma probabilidade maior de ocorrência, mas representa uma fração menor do dispêndio a ser realizado, dado que o indivíduo está doente. A cobertura hospitalar se refere aos gastos quando o estado da doença requer uma internação. Esse tipo de gasto ocorre com menor frequência que o ambulatorial, mas representa uma parcela maior do dispêndio, dado que o indivíduo está doente.

Modelamos os três tipos de cobertura através da fração  $\alpha_j$  do gasto  $m$  que deve ser realizado quando o estado da natureza doente ocorre. Assim:

$\alpha_1$  representa a cobertura ambulatorial;

$\alpha_2$  representa a cobertura hospitalar; e

$\alpha_3$  representa o plano completo e  $\alpha_j \in (0, 1]$  com  $\alpha_1 < \alpha_2 < \alpha_3 = 1$ .<sup>11</sup>

10. O desenho de contratos previsto na regulamentação da ANS é discreto.

11. Se considerarmos que  $\alpha_j \in [0, 1]$ , a opção de não ter cobertura está contemplada.

Assim o indivíduo escolhe a cobertura comparando a utilidade esperada auferida em cada um dos três contratos. A utilidade esperada com seguro que tem cobertura  $\alpha_j$  é dada por:

$$UE_{ij} = (1 - p_i)U(y_i - \pi_{ij}) + p_i U(y_i - (1 - \alpha_j)m_i - \pi_{ij}) \quad (8)$$

A renda disponível para consumo no estado saudável é dada pela renda auferida pelo indivíduo subtraída do prêmio de risco. No estado doente, o indivíduo com cobertura  $\alpha_j$  deve arcar com o restante dos gastos necessários para restaurar seu estado de saúde. No caso da cobertura completa, a equação (8) é idêntica ao caso apresentado na seção anterior e o indivíduo tem consumo constante nos dois estados.

## 2.2 Escolha de cobertura com alternativa de seguro público

Podemos ainda estender esse modelo e incorporar a presença do seguro público como uma alternativa para os indivíduos. A diferença em relação ao modelo anterior é que o indivíduo doente irá desembolsar diretamente apenas aqueles gastos que o seguro público não cobre, caso faça cobertura privada, e irá sempre comparar a utilidade de ter seguro privado com a utilidade de reserva.

Assim a utilidade esperada do indivíduo  $i$  que escolhe a cobertura  $j$  é dada por:

$$UE_{ij} = (1 - p_i)U(y_i - \pi_{ij}) + p_i U(y_i - [(1 - \alpha_j)m_i - pu_i^e \alpha_s (1 - \alpha_j)m_i] - \pi_{ij}) \quad (9)$$

Pela equação (9) podemos ver que quanto maior a probabilidade de obter cuidados no setor público e quanto maior  $\alpha_s$ , menor a fração da renda que será desembolsada diretamente com cuidados de saúde. Como a utilidade de reserva é dada por  $\bar{U}_i = (1 - p_i)U(y_i) + p_i U(y_i - (1 - pu_i^e \alpha_s)m_i)$ , se supusermos que a cobertura do setor público depende do tipo de cuidado, a presença do seguro público pode ser determinante da escolha de cobertura. Suponha-se, por exemplo, que o setor público oferece uma cobertura adequada para serviços de alta complexidade, tendo  $pu_i^e \alpha_s = 1$  para esse tipo de cuidado. Nesse caso, não é vantajoso para os indivíduos fazerem seguro para esse tipo de cuidado. Os indivíduos fazem seguro apenas para aqueles tipos de cuidado em relação aos quais a cobertura do setor público é ruim ou em que  $pu_i^e \alpha_s$  esteja mais próxima de zero.

### 3 MODALIDADES DE ADESÃO AO PLANO DE SAÚDE NO BRASIL

O objetivo desta seção é caracterizar a população coberta por plano de saúde nas duas modalidades de adesão: a coletiva e a individual. A primeira parte investiga o perfil da população coberta por plano de saúde segundo os atributos de risco observáveis, idade e sexo, e segundo as condições de vínculo empregatício do chefe de família e a renda familiar *per capita*. A análise desses atributos de risco é importante na medida em que permite visualizar a presença de seleção de risco na carteira de segurados em geral e em cada modalidade. As condições do vínculo empregatício e a renda familiar *per capita* são determinantes da cobertura privada. Em seguida, apresentamos as modalidades de adesão ao plano de saúde e analisamos o perfil da população coberta em cada uma das modalidades de plano, segundo os atributos de risco e as condições do vínculo empregatício do chefe de família. Essa descrição é realizada para os anos de 1998 e 2003. O ano de 1998 é anterior à vigência da regulamentação. A comparação dos indicadores observados nos dois anos visa avaliar possíveis impactos da regulamentação na composição da carteira de segurados.

#### 3.1 Quem tem plano de saúde no Brasil?

Os dados das Pnads de 1998 e 2003 indicam que cerca de 25% da população possuem plano de saúde privado no Brasil. Entre os indivíduos com plano de saúde, a maioria é de mulheres, cerca de 54%. A literatura empírica mostra que os homens têm, na média, um risco menor que as mulheres, mas esse risco varia de acordo com o grupo etário (VAN DE VEN, 2000). Nas faixas etárias mais elevadas os homens passam a ter um risco maior que o das mulheres. Uma forma de mensurar esse risco é através do gasto médio. O gasto médio para homens é inferior ao observado para mulheres, mas essa relação se inverte nos grupos etários mais elevados. Para o Brasil, as evidências empíricas corroboram esse fato estilizado tanto no setor público como no setor privado (ANDRADE *et al.*, 2006). A presença maior de mulheres na carteira de segurados no Brasil é, portanto, uma evidência de seleção de risco (MAIA, 2004).

A análise da proporção de pessoas com plano de saúde segundo a idade simples mostra que no Brasil não temos uma concentração em nenhuma idade específica. Ressalta-se que, a partir dos 30 anos de idade, a proporção de pessoas com plano de saúde tem um discreto aumento. Esse aumento deve estar associado às adesões de plano de saúde coletivo, visto que essa faixa etária compreende a parcela da população em idade ativa que já completou o ciclo escolar.

Para analisar como os grupos etários se distribuem na composição da carteira, segmentamos a população segundo os mesmos grupos propostos na

regulamentação:<sup>12</sup> 0 a 17; 18 a 29; 30 a 39; 40 a 49; 50 a 59; 60 a 69 e acima de 70 anos. A regulamentação brasileira só permite a discriminação dos indivíduos pelo critério de grupos de idade e impõe, através do mecanismo de determinação de prêmios proposto, uma relação de risco entre os grupos. Esse tipo de política pode resultar em perdas de bem-estar na medida em que pode ocorrer seleção adversa (ANDRADE; LISBOA, 2000). Quanto menos concentrada for a carteira maior o *pool* de risco que a sociedade realiza.

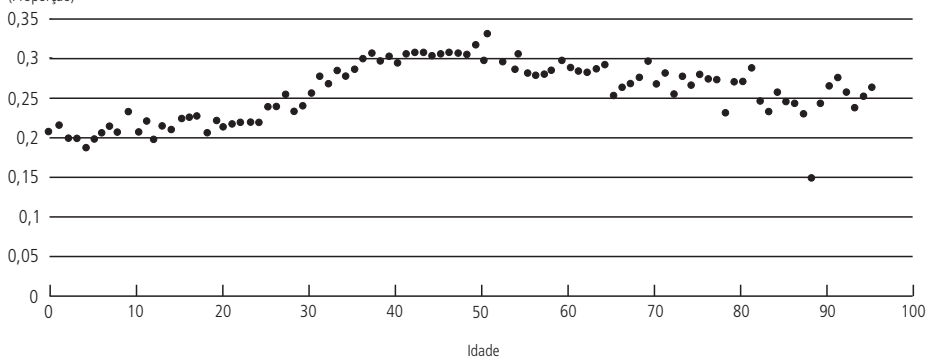
Em relação aos grupos etários vigentes na regulamentação de 1998, o gráfico 3 mostra que a distribuição da população coberta segundo esses grupos é crescente com a idade. A comparação de 1998 com 2003 já evidencia a saída de indivíduos mais jovens da cobertura privada e a ampliação da participação da população idosa.

A renda familiar *per capita* tem um efeito muito significativo sobre a cobertura de plano de saúde, sendo as duas variáveis muito correlacionadas. Os gráficos 4 e 5 ilustram o sentido dessa correlação. Nelas vemos um crescimento com formato côncavo da proporção de indivíduos cobertos. Essa curva foi construída considerando-se a proporção de pessoas cobertas em cada grupo de mil pessoas ordenadas segundo a renda familiar *per capita*. Assim, cada ponto representa a cobertura média de plano de saúde associada à renda média do grupo. Conforme aumenta a renda, a cobertura de plano de saúde privado aumenta, mas a taxas decrescentes. Em diversos sistemas de saúde também se observa essa forte correlação entre a renda e a cobertura de plano de saúde. Um aspecto que chama a atenção é que nos grupos de renda mais elevada a cobertura não atinge 100% da população.

GRÁFICO 1

**Proporção de pessoas com plano de saúde segundo a idade – 1998**

(Proporção)



12. Essa segmentação segue a proposta de grupos etários vigente em 1998. Em 2004, os grupos etários foram alterados: 0-18, 19-23, 24-28, 29-33, 34-38, 39-43, 44-48, 49-53, 54-58, 59 e mais. Esses grupos etários foram modificados de modo a compatibilizar com o Estatuto do Idoso.

GRÁFICO 2  
**Proporção de pessoas com plano de saúde segundo a idade – 2003**

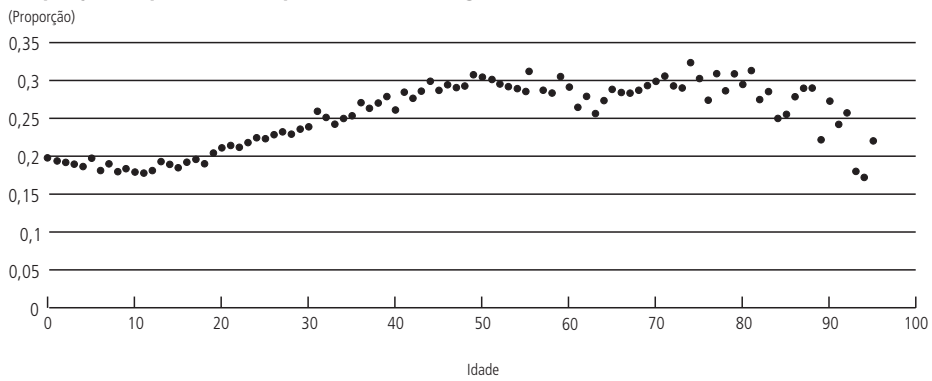


GRÁFICO 3  
**Cobertura de plano de saúde por grupos de idade da regulamentação**

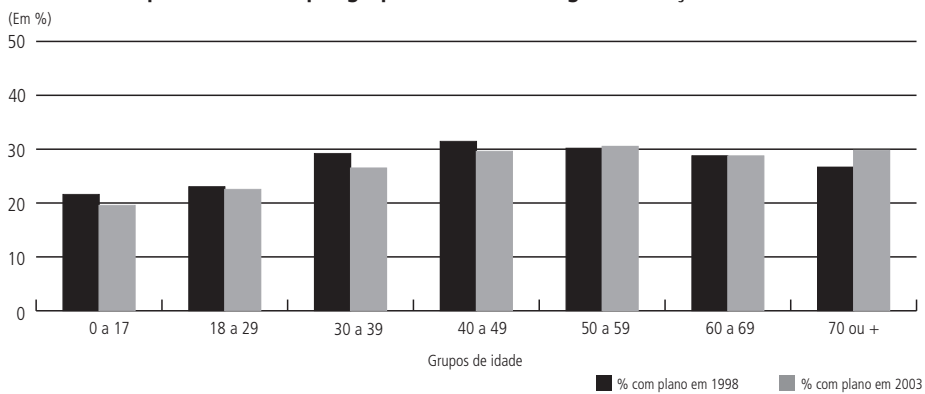


GRÁFICO 4  
**Porcentagem de pessoas cobertas segundo a renda familiar *per capita* – 1998**

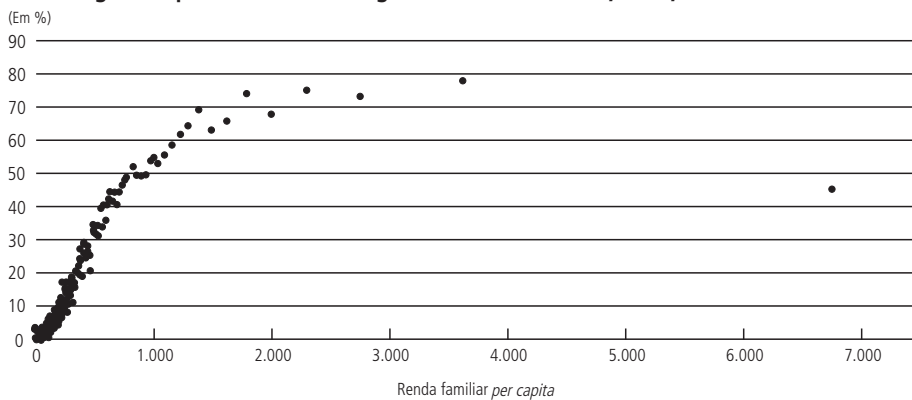
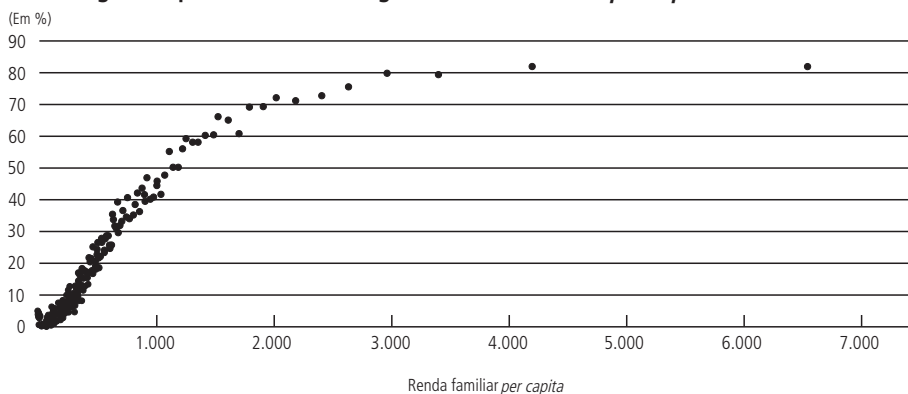


GRÁFICO 5

**Porcentagem de pessoas cobertas segundo a renda familiar *per capita* – 2003**

Em relação às variáveis associadas ao vínculo empregatício do chefe de família, selecionamos dois indicadores principais: posição na ocupação e ramo de atividade. A posição na ocupação é uma *proxy* do tipo de inserção do indivíduo no mercado de trabalho e classifica os indivíduos em dez grupos. O ramo de atividade é uma *proxy* da produtividade/rentabilidade do setor na economia. Setores mais produtivos pagam maiores salários e oferecem melhores condições de trabalho.

A análise da tabela 1 confirma que as condições do mercado de trabalho têm uma correlação positiva com a cobertura de plano de saúde. Considerando-se a população economicamente ativa (PEA), os setores mais formais da economia tendem a apresentar uma proporção maior de pessoas cobertas por plano de saúde

TABELA 1

**Brasil: proporção de pessoas segundo categoria de ocupação do chefe da família por cobertura de plano de saúde privado – 1998 e 2003**

(Em %)

	1998		2003	
	Sem plano	Com plano	Sem plano	Com plano
Com carteira	20,59	36,39	20,28	34,77
Sem carteira	15,19	5,64	14,98	6,26
Doméstico	3,80	0,88	4,42	1,04
Conta-própria	29,41	13,43	27,19	13,55
Empregador	3,90	8,53	3,47	8,50
Não-remunerado	2,29	0,98	2,60	1,18
Não-PEA	17,53	17,21	18,63	18,39
Desocupados	4,65	2,35	5,51	2,29
Militar ou funcionário público	2,64	14,60	2,91	14,03
Total	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

TABELA 2

**Brasil: proporção de pessoas segundo ramo de atividade do chefe da família por cobertura de plano de saúde privado – 1998 e 2003**

(Em %)

Ramo de atividade	1998		Atividade principal	2003	
	Sem plano	Com plano		Sem plano	Com plano
Agrícola	27,10	3,97	Agrícola	25,55	5,02
Indústria de transformação	10,41	17,69	Outras atividades industriais	0,80	2,43
Indústria de construção	13,66	4,28	Indústria de transformação	11,77	17,30
Outras atividades industriais			Construção	12,19	4,30
Comércio de mercadorias	12,28	13,39	Comércio e reparação	17,41	17,50
Prestação de serviços	18,06	10,86	Alojamento e alimentação	3,82	2,39
Serviços auxiliares da atividade econômica	2,77	7,45	Transporte, armazenagem e comunicação	6,12	8,28
Transporte e comunicação	5,52	8,25	Administração pública	3,97	14,30
Social	4,26	12,99	Educação, saúde e serviços sociais	3,76	11,42
Administração pública	3,35	13,51	Serviços domésticos	5,83	1,28
Outras atividades	1,21	4,22	Outros serviços coletivos, sociais e pessoais	3,03	3,28
			Outras atividades	5,32	12,62
			Atividades mal definidas	0,44	0,08
Total	100,00	100,00		100,00	100,00

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

privado: empregado com carteira, militares e funcionários públicos representam cerca de 50% da população coberta nos dois anos analisados. A variável de ramo de atividade do chefe de família evidencia que setores da economia como o agrícola e a indústria de construção, que empregam tradicionalmente uma mão-de-obra menos qualificada, concentram a população sem plano de saúde: cerca de 40%.

### 3.2 Cobertura de plano de saúde segundo o tipo de adesão ao plano

Esta subseção apresenta as modalidades de adesão ao plano de saúde privado: planos de adesão coletiva e planos de adesão voluntária ou individual. Os planos de adesão coletiva são aqueles adquiridos através do vínculo empregatício, e os de adesão voluntária, aqueles comprados diretamente da seguradora. Para separar os dois tipos de adesão ao plano de saúde utilizamos a variável da Pnad “quem paga a mensalidade deste plano de saúde”.<sup>13</sup> Como essa variável se refere apenas aos

13. Somente o empregador, através do titular; o titular, através do trabalho atual; o titular, através do trabalho anterior — essas categorias de respostas caracterizam os planos de adesão coletiva. As respostas: o titular, diretamente ao plano; outro morador do domicílio; pessoas não-moradoras do domicílio e outros tipos caracterizam os planos de adesão individual.

titulares do plano de saúde, associamos a resposta do titular para os dependentes do plano. Dessa forma, nosso pressuposto é que pessoas de uma mesma família dependentes no plano de saúde seguem o mesmo tipo de adesão que a do chefe de família.

A separação entre planos de adesão coletiva e individual se justifica, uma vez que o contexto da escolha é diferente e pode ser determinante da existência e do tipo de cobertura. Planos de adesão coletiva são ofertados pelo empregador, que em geral subsidia o pagamento do prêmio, estabelece as regras de contrato com as seguradoras e tem maior poder de barganha junto a estas, o que resulta em prêmios mais reduzidos. No caso dos planos de adesão individual, a escolha é feita diretamente pelos indivíduos e o desenho de cobertura não tem nenhuma restrição de oferta *a priori*.

Essas modalidades de adesão também podem se diferenciar pelo sistema de tarifação. A literatura propõe dois sistemas principais de tarifação (VAN DE VEN, 2000). O primeiro, denominado *experience rating*, considera o risco individual, ou seja, o cálculo do prêmio é realizado com base no gasto esperado de cada indivíduo. No segundo sistema, denominado *community rating*, o prêmio é calculado com base no risco médio do grupo de indivíduos que compõem a carteira da seguradora. Os planos de adesão individual seguem o sistema de tarifação pelo risco, enquanto os planos de adesão coletiva têm a opção de adotar o sistema de taxação pelo risco médio da carteira.

Os planos de saúde individuais cobrem cerca 8% da população. Nos anos de 1998 e 2003 ocorreu um discreto aumento da participação desses planos no total da população com plano.

Comparando-se a distribuição etária da população coberta por plano individual e a população total coberta, nota-se que as duas pirâmides apresentam o mesmo padrão com maior participação dos grupos etários até os 45 anos. Quando comparamos a cobertura de planos individuais e coletivos segundo grupos etários,

TABELA 3  
**Brasil: cobertura privada de plano de saúde – 1998 e 2003**  
(Em %)

Ano	Não possui plano de saúde	Plano coletivo	Plano voluntário
1998	75,52	16,89	7,59
2003	76,37	15,23	8,40

Fonte: IBGE/Phads de 1998 e 2003.



observamos que a cobertura de planos coletivos tende a diminuir com a idade, enquanto a cobertura por planos individuais tende a aumentar.

Em relação à cobertura segundo sexo, a proporção de mulheres nos planos individuais é maior do que nos planos de adesão coletiva (tabela 5). As variáveis de vínculo empregatício, posição na ocupação e ramo de atividade do chefe de

TABELA 4  
**Brasil: cobertura privada de plano de saúde segundo adesão – 1998 e 2003**  
 (Em %)

Ano	Plano coletivo	Plano individual
1998	67,32	32,69
2003	64,48	35,52

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

GRÁFICO 6  
**Distribuição etária da população com plano voluntário – 2003**  
 (Anos)

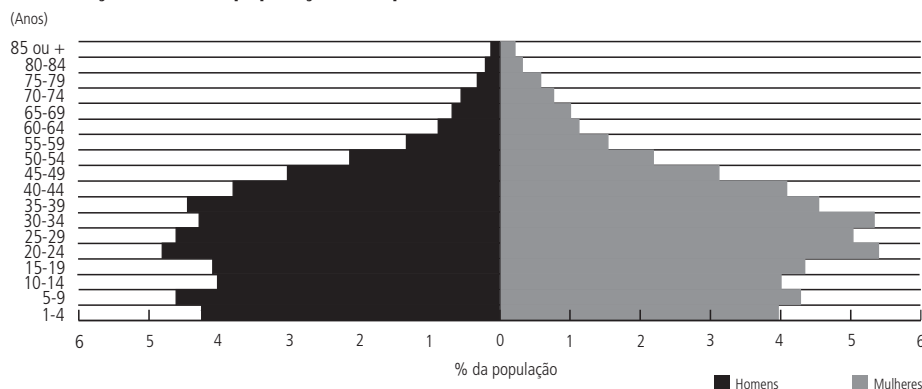


GRÁFICO 7  
**Distribuição etária da população com plano voluntário na população com plano de saúde – 2003**  
 (Anos)

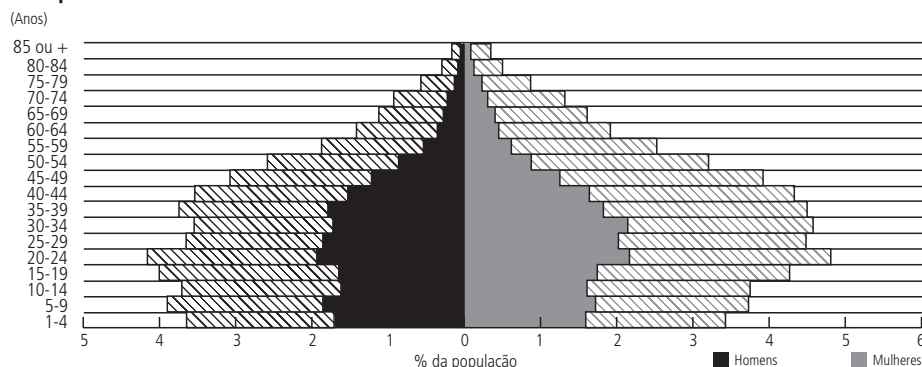


GRÁFICO 8

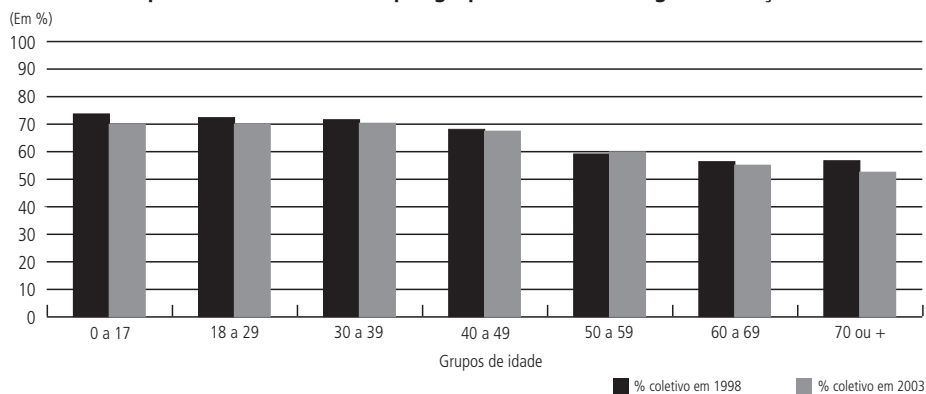
**Cobertura de plano de saúde coletivo por grupos de idade da regulamentação**

GRÁFICO 9

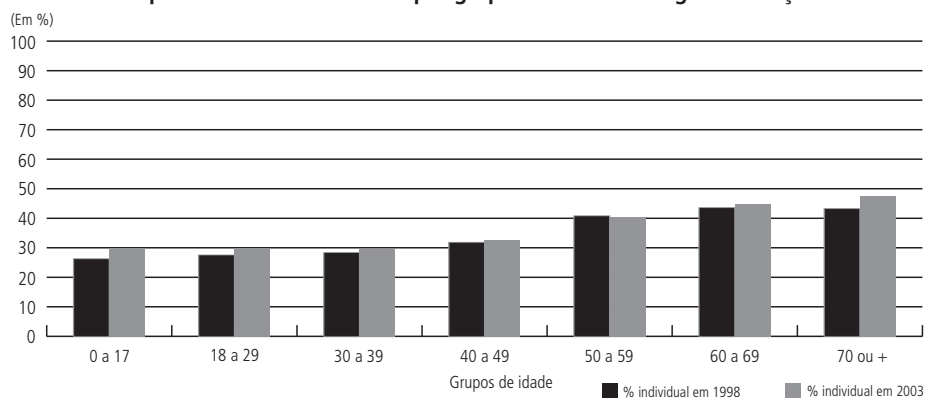
**Cobertura de plano de saúde individual por grupos de idade da regulamentação**

TABELA 5

**Brasil: proporção de homens e mulheres por categoria de adesão ao plano de saúde – 1998 e 2003**

(Em %)

	1998		2003	
	Coletivo	Individual	Coletivo	Individual
Mulher	52,92	56,26	52,47	56,23
Homem	47,08	43,74	47,03	43,77

Fonte: IBGE/Phads de 1998 e 2003.

família confirmam que os postos de trabalho formais da economia tendem a ter uma proporção maior de indivíduos com planos de saúde e que essa diferença é mais acentuada nos planos de adesão coletiva.

TABELA 6

**Brasil: proporção de pessoas segundo a posição de ocupação do chefe da família por cobertura de plano de saúde privado – 1998 e 2003**

(Em %)

	1998			2003		
	Sem plano	Coletivo	Individual	Sem plano	Coletivo	Individual
Com carteira	20,59	43,65	20,37	20,28	42,11	21,52
Sem carteira	15,19	5,07	6,88	14,98	5,49	7,52
Doméstico	3,80	0,83	0,96	4,42	0,92	1,19
Conta-própria	29,41	9,60	21,64	27,19	9,55	20,68
Empregador	3,90	3,98	18,54	3,47	4,65	15,54
Não-remunerado	2,29	0,86	1,23	2,60	1,06	1,42
Não-PEA	17,53	15,64	20,60	18,63	16,41	22,50
Desocupados	4,65	2,13	2,74	5,51	2,09	2,53
Militar ou funcionário público	2,64	18,24	7,04	2,91	17,72	7,09
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

TABELA 7

**Brasil: proporção de pessoas segundo ramo de atividade do chefe da família por categoria de adesão ao plano de saúde – 1998 e 2003**

(Em %)

Ramo de atividade	1998		Atividade principal	2003	
	Coletivo	Individual		Coletivo	Individual
Agrícola	3,23	5,79	Agrícola	3,76	7,80
Indústria de transformação	20,09	11,85	Outras atividades industriais	3,30	0,63
Indústria de construção	3,87	5,27	Indústria de transformação	19,27	12,98
Outras atividades industriais	4,39	0,98	Construção	3,86	5,28
Comércio de mercadorias	10,48	20,48	Comércio e reparação	14,19	24,79
Prestação de serviços	9,12	15,09	Alojamento e alimentação	1,99	3,27
Serviços auxiliares da atividade econômica	5,99	11,01	Transporte, armazenagem e comunicação	8,75	7,25
Transporte e comunicação	8,74	7,04	Administração pública	16,86	7,86
Social	13,1	12,71	Educação, saúde e serviços sociais	11,43	11,41
Administração pública	16,16	7,06	Serviços domésticos	1,12	1,62
Outras atividades	4,83	2,73	Outros serviços coletivos, sociais e pessoais	3,07	3,76
			Outras atividades	12,32	13,30
			Atividades mal definidas	0,09	0,06
Total	100,00	100,00		100,00	100,00

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

#### 4 DETERMINANTES DA ESCOLHA DE PLANO DE SAÚDE

Nesta seção apresentamos os resultados da estimação do modelo de escolha por plano de saúde. Realizamos duas estimativas: na primeira, analisamos os determinantes da escolha de ter um plano de saúde, independentemente da modalidade de adesão. Na segunda, analisamos a escolha de ter um plano de saúde individual.<sup>14</sup>

##### 4.1 Metodologia

O método de estimação utilizado é o modelo logístico. Esse modelo é usualmente utilizado quando a variável dependente é qualitativa, representada por uma *dummy*, no nosso caso, igual a 1 se o indivíduo tem plano de saúde privado, e igual a 0 se não tem o plano de saúde privado.

A decisão de compra de um plano de saúde depende dos atributos individuais de quem realiza a compra diretamente (titular) e das características da família, sendo razoável supor que o titular decide a cobertura da família e não a cobertura individual. Para atender a esse pressuposto, as características da família foram associadas aos indivíduos. Modelamos a decisão de compra de plano de saúde utilizando três grupos de variáveis de controle: atributos de risco, características socioeconômicas e variáveis que captam a oferta de serviços de saúde.

- Atributos de risco:

a) presença de crianças (pessoas até 10 anos de idade) na família: variável *dummy* = 1 se tem criança na família e 0, caso contrário;

b) presença de idosos (pessoas com mais de 65 anos) na família: variável *dummy* = 1 se tem idoso na família e 0, caso contrário; e

c) presença de mulher em idade fértil (de 15 a 49 anos) na família: variável *dummy* = 1 se tem mulher em idade fértil na família e 0, caso contrário.

Famílias com crianças, com idosos e com mulheres em idade fértil têm um gasto/utilização esperados mais elevados e, portanto, devem apresentar maior probabilidade de comprar o plano de saúde privado.

d) sexo: variável *dummy* = 1 se é homem e 0 se mulher. Como o gasto esperado dos homens é inferior ao das mulheres, espera-se que estes apresentem menor probabilidade de comprar plano de saúde;

14. Os indivíduos que têm plano de saúde coletivo não foram considerados na amostra pesquisada. A escolha de planos coletivos não é analisada porque, em geral, esses planos são ofertados pelo empregador e não temos informações sobre as escolhas que o empregador oferece aos empregados. As informações da Pnad não permitem saber se o indivíduo tem ou teve essa opção, só existem registros para os indivíduos que escolheram comprar essa modalidade de plano.

e) grupo etário do indivíduo: consideramos sete grupos etários seguindo a divisão proposta na regulamentação. Cada grupo foi representado por uma variável *dummy*. O grupo de referência é de 0 a 17 anos.

A evidência empírica mostra que a demanda por plano de saúde tende a aumentar com a idade, mas não linearmente (FOUBISTER *et al.*, 2006; CAMERON *et al.*, 1988).

f) percentual de pessoas na família com determinado problema crônico. A Pnad investiga presença de 12 doenças crônicas;

g) percentual de pessoas na família que avaliam o próprio estado de saúde como ruim e muito ruim.

- Características socioeconômicas:

h) idade do chefe de família: variável contínua (idade simples). A inclusão da idade do chefe de família é uma forma de captar a experiência no mercado de trabalho;

i) posição na ocupação do chefe de família: a posição na ocupação do chefe de família, especificada no modelo na forma de nove variáveis *dummies* é uma *proxy* da qualidade da inserção no mercado de trabalho;

j) educação do chefe de família: consideramos cinco grupos de escolaridade – de 0 a 3 anos de educação; de 4 a 7 anos de educação; de 8 a 10 anos de educação; de 11 a 14 anos de educação; e mais de 15 anos de educação. Cada grupo foi modelado como uma variável *dummy*, sendo que o grupo com educação mais elevada é o de referência. Um maior nível de educação deve aumentar a chance de se ter plano de saúde privado, pois indivíduos mais escolarizados valorizam mais o cuidado com a saúde;

k) decis de renda familiar *per capita* (10 *dummies*): o décimo decil corresponde ao grupo de referência. Indivíduos com renda familiar *per capita* mais elevada têm maior poder de compra e, portanto, maior chance de comprar plano de saúde privado;

l) número de componentes na família: o número de componentes na família reflete, de alguma forma, a capacidade de pagamento. Uma família pequena deve ter maior probabilidade de adquirir plano de saúde que uma família com mais componentes.

- Oferta de serviços de saúde:

m) área de residência: urbano/rural. Variável *dummy* = 1 se a área de residência é urbana, e igual a 0 se é rural. Áreas urbanas têm maior oferta de planos de saúde.

Uma explicação possível é a diferença de densidade demográfica fundamental para compor uma carteira com escala suficiente.

*n*) unidade da federação (UF): as UFs, incluídas no modelo na forma de *dummies*, são uma *proxy* da oferta de planos de saúde no mercado. O Estado de São Paulo é o grupo de referência.

#### 4.2 Resultados

A tabela 8 apresenta os resultados do modelo logístico de escolha por plano de saúde e da escolha por plano de saúde individual. Na primeira estimativa a variável dependente é igual a 1 se o indivíduo tem o plano de saúde privado e 0 em caso contrário. Na segunda estimativa a variável dependente é igual a 1 se o indivíduo tem plano de saúde privado individual, e igual a 0 se ele não tem nenhum plano de saúde privado. Os modelos foram estimados para 1998 e 2003 separadamente.

Em primeiro lugar, é importante ressaltar que para os quatro modelos estimados o grau de ajustamento é bastante elevado apresentando um pseudo  $R^2$  acima de 30%. Praticamente todas as variáveis de controle são significativas.

Os coeficientes estimados para os atributos de risco reforçam os fatos estilizados presentes na literatura. Quanto maior o risco, maior a chance de se ter plano de saúde, ou seja: mulheres, famílias com presença de crianças e idosos e famílias com maior proporção de doentes compram mais planos de saúde. Em relação à idade, a curva de probabilidade de se ter plano segundo os grupos etários apresenta formato em U, sendo o grupo de 18 a 29 anos o que tem menor chance de adquirir plano de saúde. Esse comportamento é verificado tanto para a decisão de se ter plano como para a decisão de se ter plano individual.

Os impactos da regulamentação podem ser analisados através da comparação das razões de chance estimadas para 1998 e 2003, que indicam um aumento da probabilidade de se ter plano em 2003 para os idosos com mais de 70 anos e uma redução nessa probabilidade para os demais grupos. Esse efeito deve ser decorrência da regra de precificação, que tenta estabelecer um subsídio cruzado entre os grupos etários. A redução da probabilidade de comprar plano para os grupos etários mais jovens provavelmente está relacionada ao estabelecimento de um prêmio mais elevado que o risco médio do grupo. Esse padrão de comportamento é observado com mais intensidade no modelo de escolha de plano individual. Esse resultado é razoável uma vez que nesse caso a adesão é voluntária.

Os atributos de risco presença de crianças e mulher em idade fértil na família apresentaram o resultado esperado, ou seja, aumentam a probabilidade de se ter

TABELA 8

**Resultados do modelo logístico das escolhas por plano de saúde e por plano de saúde individual**

Variáveis independentes	Escolha por plano de saúde		Escolha por plano de saúde individual	
	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)
Idade entre 18 e 29 anos	0,744 (0,000)	0,775 (0,000)	0,702 (0,000)	0,706 (0,000)
30 e 39	0,918 (0,000)	0,876 (0,000)	0,891 (0,000)	0,810 (0,000)
40 e 49	0,948 (0,001)	0,898 (0,000)	0,981 (0,418)	0,844 (0,000)
50 e 59	1,137 (0,000)	1,068 (0,001)	1,396 (0,000)	1,152 (0,000)
60 e 69	1,238 (0,000)	1,151 (0,000)	1,448 (0,000)	1,215 (0,000)
Mais de 70	1,086 (0,028)	1,206 (0,000)	1,206 (0,000)	1,292 (0,000)
Presença de criança na família	1,275 (0,000)	1,330 (0,000)	1,296 (0,000)	1,404 (0,000)
Presença de idoso na família	0,849 (0,000)	0,919 (0,007)	0,885 (0,018)	0,956 (0,312)
Presença de mulher em idade fértil na família	1,401 (0,000)	1,422 (0,000)	1,588 (0,000)	1,546 (0,000)
1° decil de renda	0,025 (0,000)	0,025 (0,000)	0,028 (0,000)	0,027 (0,000)
2°	0,033 (0,000)	0,026 (0,000)	0,021 (0,000)	0,020 (0,000)
3°	0,051 (0,000)	0,043 (0,000)	0,035 (0,000)	0,036 (0,000)
4°	0,066 (0,000)	0,066 (0,000)	0,043 (0,000)	0,061 (0,000)
5°	0,102 (0,000)	0,090 (0,000)	0,072 (0,000)	0,077 (0,000)

(continua)

(continuação)

Variáveis independentes	Escolha por plano de saúde		Escolha por plano de saúde individual	
	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)
6º	0,129 (0,000)	0,126 (0,000)	0,096 (0,000)	0,101 (0,000)
7º	0,191 (0,000)	0,189 (0,000)	0,154 (0,000)	0,159 (0,000)
8º	0,276 (0,000)	0,268 (0,000)	0,236 (0,000)	0,233 (0,000)
9º	0,460 (0,000)	0,439 (0,000)	0,418 (0,000)	0,415 (0,000)
Sem carteira	0,314 (0,000)	0,379 (0,000)	0,728 (0,000)	0,794 (0,000)
Doméstico	0,315 (0,000)	0,330 (0,000)	0,764 (0,026)	0,677 (0,000)
Conta-própria	0,293 (0,000)	0,351 (0,000)	0,883 (0,003)	0,918 (0,000)
Empregador	0,370 (0,000)	0,453 (0,000)	1,436 (0,000)	1,406 (0,000)
Não-remunerado	0,626 (0,000)	0,693 (0,000)	1,557 (0,000)	1,312 (0,006)
Não-PEA	0,675 (0,000)	0,692 (0,000)	1,327 (0,000)	1,288 (0,000)
Desocupados	0,694 (0,000)	0,679 (0,000)	1,543 (0,000)	1,311 (0,001)
Militar ou funcionário público	1,876 (0,000)	1,532 (0,000)	0,998 (0,981)	0,940 (0,303)
Rondônia	0,519 (0,000)	0,502 (0,000)	0,243 (0,000)	0,528 (0,000)
Acre	0,189 (0,000)	0,502 (0,000)	0,149 (0,000)	0,458 (0,000)
Amazonas	0,498 (0,000)	0,379 (0,000)	0,392 (0,000)	0,251 (0,000)

(continua)



(continuação)

Variáveis independentes	Escolha por plano de saúde		Escolha por plano de saúde individual	
	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)
Roraima	0,070 (0,000)	0,195 (0,000)	0,096 (0,000)	0,131 (0,000)
Pará	0,953 (0,400)	0,914 (0,052)	0,843 (0,033)	1,062 (0,359)
Amapá	0,463 (0,000)	0,348 (0,000)	0,324 (0,004)	0,351 (0,000)
Tocantins	0,539 (0,000)	0,213 (0,000)	0,133 (0,000)	0,183 (0,000)
Maranhão	0,377 (0,000)	0,350 (0,000)	0,358 (0,000)	0,259 (0,000)
Piauí	0,523 (0,000)	0,648 (0,000)	0,175 (0,000)	0,243 (0,000)
Ceará	0,674 (0,000)	0,697 (0,000)	0,659 (0,000)	0,768 (0,000)
Rio Grande do Norte	0,414 (0,000)	0,394 (0,000)	0,690 (0,002)	0,493 (0,000)
Paraíba	0,746 (0,000)	0,580 (0,000)	0,613 (0,000)	0,485 (0,000)
Pernambuco	0,979 (0,621)	0,865 (0,000)	1,030 (0,634)	1,023 (0,686)
Alagoas	0,553 (0,000)	0,415 (0,000)	0,513 (0,000)	0,599 (0,000)
Sergipe	0,689 (0,000)	0,476 (0,000)	0,522 (0,000)	0,535 (0,000)
Bahia	0,834 (0,000)	0,855 (0,000)	0,769 (0,000)	0,703 (0,000)
Minas Gerais	0,974 (0,438)	0,954 (0,156)	0,911 (0,071)	0,927 (0,110)
Espírito Santo	0,820 (0,005)	0,860 (0,014)	0,828 (0,062)	0,879 (0,139)

(continua)

(continuação)

Variáveis independentes	Escolha por plano de saúde		Escolha por plano de saúde individual	
	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)
Rio de Janeiro	0,684 (0,000)	0,566 (0,000)	0,700 (0,000)	0,521 (0,000)
Paraná	0,615 (0,000)	0,610 (0,000)	0,553 (0,000)	0,693 (0,000)
Santa Catarina	0,534 (0,000)	0,549 (0,000)	0,304 (0,000)	0,567 (0,000)
Rio Grande do Sul	0,800 (0,000)	0,885 (0,000)	0,535 (0,000)	0,593 (0,000)
Mato Grosso do Sul	0,842 (0,017)	1,229 (0,002)	0,806 (0,076)	2,052 (0,000)
Mato Grosso	0,329 (0,000)	0,499 (0,000)	0,302 (0,000)	0,619 (0,000)
Goiás	0,823 (0,000)	0,815 (0,000)	0,497 (0,000)	0,387 (0,000)
Distrito Federal	0,463 (0,000)	0,458 (0,000)	0,298 (0,000)	0,241 (0,000)
Educação do chefe: 0 a 3	0,168 (0,000)	0,160 (0,000)	0,121 (0,000)	0,133 (0,000)
4 a 7	0,289 (0,000)	0,252 (0,000)	0,225 (0,000)	0,212 (0,000)
8 a 10	0,440 (0,000)	0,373 (0,000)	0,356 (0,000)	0,280 (0,000)
11 a 14	0,633 (0,000)	0,602 (0,000)	0,538 (0,000)	0,462 (0,000)
Região urbana	1,771 (0,000)	1,769 (0,000)	1,795 (0,000)	1,420 (0,000)
Número de componentes na família	1,006 (0,459)	1,018 (0,016)	0,931 (0,000)	0,960 (0,001)
Proporção de doenças de coluna	1,230 (0,000)	1,632 (0,000)	1,279 (0,000)	1,738 (0,000)

(continua)

(continuação)

Variáveis independentes	Escolha por plano de saúde		Escolha por plano de saúde individual	
	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)	1998 Odds-Ratio (valor-p)	2003 Odds-Ratio (valor-p)
Câncer	1,096 (0,687)	1,138 (0,352)	1,625 (0,120)	1,323 (0,109)
Diabete	1,127 (0,134)	1,211 (0,004)	1,267 (0,037)	1,314 (0,002)
Asma	1,376 (0,000)	1,322 (0,000)	1,304 (0,001)	1,268 (0,000)
Hipertensão	1,098 (0,073)	1,070 (0,144)	1,246 (0,006)	1,175 (0,019)
Coração	1,306 (0,000)	1,265 (0,000)	1,332 (0,003)	1,221 (0,016)
Renal	0,795 (0,010)	0,827 (0,031)	0,838 (0,194)	0,901 (0,428)
Depressão	1,045 (0,432)	1,142 (0,013)	0,891 (0,180)	1,255 (0,003)
Tuberculose	0,249 (0,020)	0,869 (0,621)	0,225 (0,100)	0,828 (0,680)
Tendinite	2,053 (0,000)	2,414 (0,000)	2,009 (0,000)	2,213 (0,000)
Cirrose	1,935 (0,075)	1,590 (0,118)	1,818 (0,374)	0,857 (0,743)
SAA	1,416 (0,000)	1,611 (0,000)	1,448 (0,000)	1,779 (0,000)
Idade do chefe	1,008 (0,000)	1,010 (0,000)	1,012 (0,000)	1,013 (0,000)
Sexo	0,848 (0,000)	0,867 (0,000)	0,762 (0,000)	0,785 (0,000)
Número de observações	336.863	376.898	278.088	316.207
Pseudo $R^2$	0.3412	0.3428	0.3502	0.3230
Wald chi2(72)	24748.25	29721.42	12944.50	15187.54

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

GRÁFICO 10

**Razão de chance de ter plano de saúde segundo grupos etários – 1998 e 2003**

(Odds.ratio)

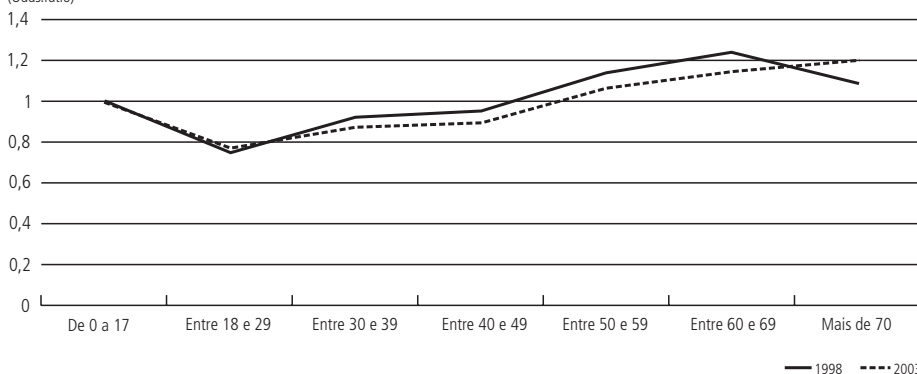
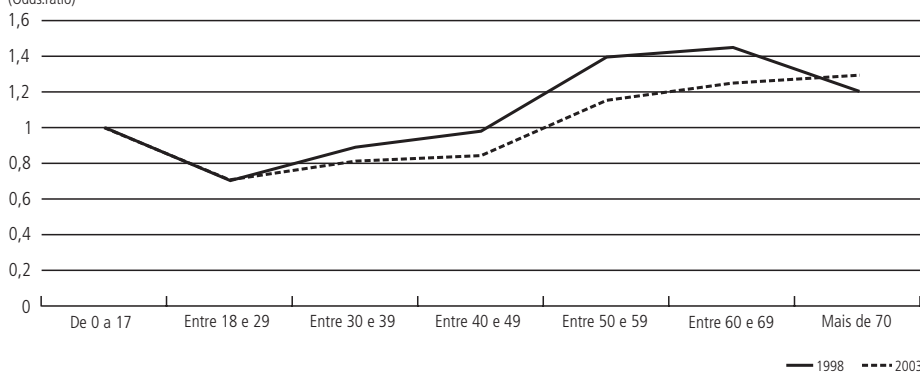


GRÁFICO 11

**Razão de chance de ter plano de saúde individual segundo grupos etários – 1998 e 2003**

(Odds.ratio)



plano de saúde. Para os dois atributos observamos que em 2003 essa chance aumentou em relação a 1998. A variável presença de idosos na família diminui a probabilidade de se ter plano de saúde e plano de saúde individual, sendo que em 2003 esse coeficiente é não-significativo na escolha de plano de saúde individual.

A análise das características socioeconômicas reforça a importância do poder de compra como determinante da decisão de se ter plano de saúde. Resultado semelhante é encontrado na literatura internacional (CAMERON *et al.*, 1988; SAVAGE; WRIGHT, 2003). A renda familiar *per capita* e a escolaridade apresentam uma relação monotônica estritamente crescente com a probabilidade de se ter plano, sendo que os grupos de maior renda/escolaridade (décimo decil/mais de 15 anos de estudo) têm uma chance que chega a ser duas vezes maior de comprar plano de saúde que o grupo imediatamente abaixo. Esse resultado é observado para os quatro modelos estimados. Os coeficientes estimados para as *dummies* de inserção no

mercado de trabalho mostram que ter um vínculo formal aumenta a chance de ter plano. Chama a atenção a diferença das razões de chance estimadas para o modelo de adquirir qualquer plano em relação ao modelo de adquirir plano de saúde individual. Nesse caso, os indivíduos classificados como não economicamente ativos e desocupados têm uma chance maior de ter plano que os indivíduos com carteira assinada.

Por último, as variáveis de oferta evidenciam que ainda existe uma diferença grande na probabilidade de se adquirir plano de saúde entre as UFs. Essa diferença provavelmente reflete a oferta de planos de saúde. Além disso, indivíduos que residem em áreas urbanas possuem maior probabilidade de ter plano de saúde.

### 5 POPULAÇÃO COM PLANO DE SAÚDE SEGUNDO GRAU DE COBERTURA

Nesta seção caracterizamos a população com plano de saúde considerando o grau de cobertura do plano. Definimos três tipos de cobertura: plano completo, plano ambulatorial e plano hospitalar. Para separar os planos segundo a cobertura de serviços contratada utilizamos três quesitos da Pnad: “este plano de saúde dá direito a consultas médicas? este plano de saúde dá direito a exames complementares? este plano de saúde dá direito a internações hospitalares?”. Os planos chamados completos são aqueles em que o beneficiário tem direito a consultas médicas, exames complementares e internações hospitalares. Os planos ambulatoriais são aqueles em que o beneficiário não tem direito a internações hospitalares. E os planos hospitalares são aqueles em que o beneficiário tem direito a internação hospitalar, mas não a consultas médicas ou a exames complementares.<sup>15</sup>

A tabela 9 mostra a participação de cada segmento de plano segundo o tipo de adesão. Em geral os indivíduos que compram plano de saúde optam pela cobertura

TABELA 9

**Brasil: distribuição relativa dos indivíduos segundo o grau de cobertura do plano de saúde, por categoria de adesão ao plano – 1998 e 2003**

(Em %)

	1998			2003		
	Completo	Ambulatorial	Hospitalar	Completo	Ambulatorial	Hospitalar
Adesão coletiva	89,72	7,77	2,50	89,11	8,61	2,28
Adesão individual	87,34	10,18	2,48	84,05	13,78	2,17
Total	88,94	8,56	2,50	87,28	10,47	2,24

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

15. Essas informações foram respondidas apenas pelo titular do plano. Para definir o grau de cobertura dos dependentes, associamos a estes as informações do titular.

TABELA 10

**Brasil: distribuição de homens e mulheres segundo o grau de cobertura do plano de saúde – 1998 e 2003**

(Em %)

	1998			2003		
	Completo	Ambulatorial	Hospitalar	Completo	Ambulatorial	Hospitalar
Homem	46,77	46,68	47,49	46,68	47,45	46,58
Mulher	53,23	53,32	52,51	53,32	52,55	53,42

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

completa, cerca de 90%, em 1998 e 2003. O plano ambulatorial tem uma participação relativamente maior quando a adesão é individual. Chama a atenção o aumento da participação do segmento de planos ambulatoriais nos planos individuais de 1998 para 2003. Essa mudança provavelmente é resultado da regulamentação que definiu uma cobertura muito generosa de procedimentos no plano de referência.

Em relação aos atributos de risco observáveis, não há diferença na composição por sexo quanto à escolha de cobertura: cerca de 53% dos beneficiários em qualquer tipo de cobertura são mulheres. Como já mencionado na seção anterior, esse percentual é um pouco maior do que a participação feminina na população brasileira, refletindo seleção de risco na decisão de compra de plano de saúde, mas não na de cobertura.

Quanto aos grupos etários, a tabela 11 mostra a composição etária em cada tipo de cobertura. O resultado interessante dessa análise é a maior participação dos grupos etários mais jovens (até 39 anos) no plano ambulatorial. Os três grupos: 0 a 17 anos, 18 a 29 e 30 a 39 têm uma participação relativa maior que aquela observada na população total. Esse fato sugere que os jovens escolhem uma cobertura mais adequada para tratamento preventivo, já que a probabilidade de internação é muito baixa.

A tabela 12 mostra a distribuição das pessoas que compraram plano completo, ambulatorial ou hospitalar segundo os decis de renda familiar *per capita*. Para qualquer um dos três tipos de cobertura a participação do primeiro ao terceiro decil é inferior a 5%, evidenciando que esse grupo de famílias está praticamente excluído do mercado de saúde suplementar, independentemente do tipo de cobertura.

A tabela 13 mostra a proporção de pessoas em cada plano pelo decil de renda. Como mencionado, existe também uma correlação positiva entre o grau de cobertura e a renda. No décimo decil, praticamente todos os indivíduos que têm plano escolheram o plano completo. A maior participação do plano ambulatorial

TABELA 11

**Brasil: distribuição relativa dos indivíduos por faixa etária segundo o grau de cobertura do plano de saúde – 1998 e 2003**

(Em %)

	1998			2003		
	Completo	Ambulatorial	Hospitalar	Completo	Ambulatorial	Hospitalar
Até 17 anos	30,94	34,84	31,94	26,41	30,04	24,69
18 a 29	18,86	21,1	17,89	19,84	22,59	20,44
30 a 39	17,92	19,5	15,50	17,01	17,71	15,40
40 a 49	15,05	12,67	15,75	15,93	13,95	14,99
50 a 59	9,04	6,39	9,17	10,70	8,22	11,05
60 a 69	5,10	3,31	5,12	5,88	4,17	6,85
Mais de 70	3,10	2,19	4,63	4,23	3,31	6,59

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

TABELA 12

**Brasil: proporção de pessoas segundo decis de renda *per capita* familiar, por grau de cobertura do plano de saúde – 1998 e 2003**

(Em %)

	1998			2003		
	Completo	Ambulatorial	Hospitalar	Completo	Ambulatorial	Hospitalar
1º decil	0,89	1,59	1,46	0,89	1,73	0,59
2º	1,27	3,60	2,32	0,77	2,93	0,81
3º	2,01	4,21	2,93	1,82	5,69	2,53
4º	3,48	6,85	4,29	3,10	7,98	5,01
5º	5,37	10,48	8,28	5,18	10,09	4,25
6º	6,78	11,94	8,48	7,57	13,29	12,01
7º	10,84	16,28	14,34	8,80	13,01	9,96
8º	14,65	17,93	12,82	14,47	17,84	16,69
9º	21,80	16,84	21,66	22,16	17,18	20,95
10º	32,91	10,28	23,42	35,23	10,27	27,19
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

é no segundo decil de renda, enquanto a menor participação é no décimo decil de renda. Em 2003, verificou-se um aumento da participação dos planos ambulatoriais em todos os decis de renda, sendo o crescimento mais significativo no segundo e terceiro decis. Isso pode ser um reflexo da regulamentação, que, através da padronização do rol de procedimentos, determinou uma elevação dos preços reais dos planos.

A tabela 14 mostra a distribuição dos beneficiários em cada tipo de cobertura segundo a posição na ocupação do chefe de família. Essa distribuição mostra que a posição na ocupação é determinante também do tipo de cobertura. A maior diferença entre os segmentos completo e ambulatorial se dá na participação relativa

TABELA 13

**Brasil: proporção de pessoas segundo a cobertura do plano de saúde, por decis de renda per capita familiar – 1998 e 2003**

	1998				2003			
	Completo	Ambulatorial	Hospitalar	Total	Completo	Ambulatorial	Hospitalar	Total
1º decil	81,71	14,47	3,82	100	79,60	19,04	1,36	100
2º	75,17	20,96	3,87	100	67,07	31,14	1,80	100
3º	80,19	16,52	3,29	100	70,54	26,95	2,51	100
4º	81,38	15,79	2,83	100	73,70	23,25	3,05	100
5º	80,90	15,57	3,52	100	79,40	18,93	1,67	100
6º	82,72	14,36	2,92	100	79,65	17,11	3,23	100
7º	84,35	12,50	3,15	100	82,65	14,96	2,40	100
8º	87,31	10,53	2,16	100	84,72	12,78	2,50	100
9º	90,56	6,90	2,54	100	89,36	8,48	2,16	100
10º	95,16	2,93	1,91	100	94,75	3,38	1,87	100

Fonte: IBGE/Phads de 1998 e 2003.

TABELA 14

**Brasil: proporção de pessoas segundo a posição na ocupação do chefe da família, por grau de cobertura do plano de saúde – 1998 e 2003**

(Em %)

	1998			2003		
	Completo	Ambulatorial	Hospitalar	Completo	Ambulatorial	Hospitalar
Com carteira	36,99	46,95	31,01	36,12	42,01	26,97
Sem carteira	5,46	6,22	6,58	5,75	6,99	5,24
Doméstico	0,63	1,71	0,88	0,72	2,00	1,04
Conta-própria	12,54	17,11	16,53	12,51	17,60	11,98
Empregador	9,08	4,83	8,97	8,97	5,77	8,30
Não-remunerado	0,93	0,73	1,32	0,94	2,20	1,97
Não-PEA	15,91	12,63	17,50	17,29	14,38	17,53
Desocupados	2,08	2,63	1,37	1,90	2,72	1,66
Militar ou funcionário público	16,39	7,20	15,85	15,80	6,33	25,31
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: IBGE/Phads de 1998 e 2003.



dos militares e funcionários públicos, que têm peso muito maior no total de beneficiários de planos completos. Isso resulta, provavelmente, da oferta de plano através do vínculo empregatício.

## 6 ESTIMATIVA DA DEMANDA POR DIFERENTES SEGMENTOS DE PLANO

Esta seção apresenta os resultados do modelo de escolha de cobertura. Como explicado na seção anterior, caracterizamos três segmentos de planos segundo a cobertura de serviços de saúde: plano completo, plano ambulatorial e plano hospitalar. Essa análise é realizada apenas para a população que decidiu comprar plano individual. Nesse caso é razoável supor que o indivíduo tem escolha de cobertura. No caso do plano adquirido por adesão coletiva, na maior parte das vezes o indivíduo não tem opção de cobertura, uma vez que o empregador negocia um contrato único com a seguradora.

### 6.1 Metodologia

Para estimar a escolha de cobertura de plano utilizamos o modelo logístico multinomial.<sup>16</sup> Esse modelo é usualmente empregado quando temos várias respostas discretas não ordenadas e excludentes. Nesse exercício, o indivíduo escolhe entre três diferentes coberturas do plano de saúde: plano ambulatorial, plano completo e plano hospitalar. Como variáveis de controle utilizamos os mesmos indicadores descritos na subseção 5.1, incluindo apenas a variável de prêmio de risco. Nossa hipótese é que o prêmio de risco é determinado anteriormente à decisão de compra do plano de saúde. A variável de prêmio de risco foi incluída através de seis variáveis *dummies*. No questionário da Pnad não existe uma pergunta que investiga o valor exato do prêmio pago pelo titular, mas apenas a declaração sobre em qual faixa de valor o seu prêmio se enquadra. A fragilidade dessa pergunta é que não fica explícito se esse valor se refere ao plano individual ou familiar. Como trabalhamos com a hipótese de que a decisão de se ter plano é uma decisão familiar, supomos que cada titular responde acerca do prêmio de risco que inclui a cobertura de todos os seus dependentes, mas não apenas acerca do valor de seu prêmio de risco individual.

### 6.2 Resultados

As tabelas 15 e 16 apresentam os resultados do modelo multinomial de escolha de cobertura de plano de saúde para os anos de 1998 e 2003. Analisamos o modelo em termos da razão de risco relativa (RRR), que é definida como:

$$RRR = \frac{P(Y=j | z+1) / P(Y=k | z+1)}{P(Y=j | z) / P(Y=k | z)}$$

16. Para um descrição detalhada do modelo, ver Wooldridge (2002).

TABELA 15

**Resultados do modelo multinomial de escolha da cobertura do plano de saúde**

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Mais de R\$ 30 até R\$ 50	0,328 (0,000)	0,636 (0,079)	0,365 (0,000)	1,323 (0,332)
Mais de R\$ 50 até R\$ 100	0,099 (0,000)	0,381 (0,000)	0,130 (0,000)	1,111 (0,725)
Mais de R\$ 100 até R\$ 200	0,033 (0,000)	0,431 (0,001)	0,035 (0,000)	0,663 (0,148)
Mais de R\$ 200 até R\$ 300	0,020 (0,000)	0,340 (0,002)	0,014 (0,000)	0,873 (0,675)
Mais de R\$ 300 até R\$ 500	0,004 (0,000)	0,418 (0,020)	0,009 (0,000)	0,860 (0,638)
Mais de R\$ 500	0,005 (0,000)	0,605 (0,325)	0,000 (0,000)	0,495 (0,104)
Idade entre 18 e 29 anos	1,214 (0,020)	1,129 (0,413)	1,167 (0,029)	1,179 (0,295)
30 e 39	1,066 (0,358)	0,686 (0,014)	1,090 (0,138)	0,996 (0,979)
40 e 49	1,089 (0,295)	1,102 (0,360)	1,170 (0,023)	0,890 (0,412)
50 e 59	1,027 (0,820)	1,229 (0,226)	1,150 (0,139)	1,038 (0,843)
60 e 69	1,133 (0,394)	1,178 (0,479)	1,069 (0,589)	1,081 (0,737)
Mais de 70	1,149 (0,430)	1,774 (0,038)	1,292 (0,061)	1,505 (0,151)
Número de dependentes	1,477 (0,000)	1,260 (0,000)	1,358 (0,000)	1,049 (0,464)
Presença de criança na família	1,126 (0,341)	0,892 (0,599)	1,080 (0,464)	0,771 (0,204)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Presença de idoso na família	1,514 (0,018)	1,106 (0,722)	1,144 (0,329)	1,265 (0,279)
Presença de mulher em idade fértil na família	1,381 (0,040)	0,949 (0,803)	1,109 (0,390)	0,863 (0,518)
1º decil de renda	1,845 (0,082)	1,371 (0,603)	1,069 (0,840)	0,292 (0,124)
2º	2,836 (0,005)	0,591 (0,618)	1,611 (0,185)	1,946 (0,401)
3º	2,327 (0,015)	0,766 (0,761)	1,912 (0,014)	2,387 (0,138)
4º	1,109 (0,728)	0,960 (0,942)	1,176 (0,499)	1,144 (0,795)
5º	1,349 (0,242)	0,795 (0,639)	1,500 (0,061)	0,832 (0,709)
6º	1,313 (0,222)	1,382 (0,335)	1,429 (0,040)	1,147 (0,680)
7º	1,549 (0,037)	0,847 (0,634)	1,386 (0,059)	0,958 (0,904)
8º	1,616 (0,005)	0,950 (0,859)	1,454 (0,012)	0,942 (0,819)
9º	1,122 (0,483)	1,131 (0,584)	1,280 (0,073)	0,930 (0,726)
Sem carteira	1,723 (0,006)	1,799 (0,106)	0,905 (0,553)	1,063 (0,847)
Doméstico	0,709 (0,317)	1,223 (0,779)	1,315 (0,283)	1,490 (0,552)
Conta-própria	1,323 (0,053)	1,420 (0,197)	1,103 (0,422)	0,883 (0,651)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Empregador	0,909 (0,628)	0,867 (0,658)	1,125 (0,481)	1,141 (0,645)
Não-remunerado	0,718 (0,480)	1,781 (0,363)	1,936 (0,028)	2,230 (0,115)
Não-PEA	0,855 (0,354)	1,166 (0,617)	1,090 (0,542)	0,970 (0,912)
Desocupados	1,025 (0,931)	0,655 (0,427)	1,382 (0,252)	1,638 (0,311)
Militar ou funcionário público	1,175 (0,545)	0,977 (0,951)	1,129 (0,527)	1,848 (0,074)
Rondônia	0,079 (0,027)	0,000 (0,000)	0,375 (0,026)	2,192 (0,151)
Acre	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	2,792 (0,173)	3,842 (0,099)
Amazonas	0,855 (0,913)	0,320 (0,277)	0,306 (0,179)	0,987 (0,990)
Roraima	70,234 (0,003)	32,211 (0,005)	7,254 (0,007)	0,000 (0,000)
Pará	0,793 (0,504)	0,458 (0,150)	0,467 (0,001)	0,855 (0,746)
Amapá	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	1,429 (0,601)	10,323 (0,000)
Tocantins	5,148 (0,398)	0,000 (0,000)	0,454 (0,172)	0,000 (0,000)
Maranhão	0,000 (0,000)	1,565 (0,641)	0,705 (0,614)	0,000 (0,000)
Piauí	0,522 (0,584)	3,357 (0,277)	3,179 (0,180)	2,223 (0,438)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Ceará	2,384 (0,001)	1,015 (0,975)	0,905 (0,621)	0,978 (0,959)
Rio Grande do Norte	2,532 (0,032)	0,150 (0,073)	1,779 (0,057)	1,517 (0,506)
Paraíba	2,667 (0,020)	0,000 (0,000)	1,958 (0,099)	0,504 (0,357)
Pernambuco	1,129 (0,644)	1,449 (0,256)	1,140 (0,478)	2,111 (0,017)
Alagoas	2,879 (0,122)	0,000 (0,000)	5,117 (0,000)	0,357 (0,325)
Sergipe	4,672 (0,006)	0,000 (0,000)	3,476 (0,002)	1,829 (0,320)
Bahia	1,555 (0,138)	2,549 (0,002)	1,267 (0,275)	0,633 (0,224)
Minas Gerais	3,150 (0,000)	1,280 (0,381)	1,439 (0,021)	1,390 (0,259)
Espírito Santo	2,433 (0,009)	0,734 (0,675)	0,489 (0,027)	2,499 (0,017)
Rio de Janeiro	4,070 (0,000)	1,401 (0,233)	2,807 (0,000)	1,654 (0,123)
Paraná	1,538 (0,078)	0,995 (0,989)	0,830 (0,377)	1,318 (0,470)
Santa Catarina	1,006 (0,989)	1,976 (0,212)	1,747 (0,018)	1,716 (0,194)
Rio Grande do Sul	5,840 (0,000)	1,199 (0,559)	4,392 (0,000)	1,758 (0,061)
Mato Grosso do Sul	1,712 (0,087)	0,833 (0,750)	0,680 (0,050)	1,509 (0,338)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Mato Grosso	3,952 (0,003)	0,222 (0,144)	0,466 (0,016)	0,674 (0,515)
Goiás	0,908 (0,773)	1,080 (0,864)	0,722 (0,208)	1,128 (0,822)
Distrito Federal	2,711 (0,007)	1,580 (0,407)	3,786 (0,000)	2,377 (0,041)
Educação do chefe: 0 a 3	1,868 (0,016)	0,479 (0,053)	1,986 (0,001)	1,886 (0,056)
4 a 7	1,982 (0,003)	0,906 (0,704)	1,879 (0,001)	1,285 (0,352)
8 a 10	1,666 (0,029)	0,645 (0,122)	2,072 (0,000)	1,039 (0,885)
11 a 14	1,623 (0,028)	0,805 (0,344)	1,647 (0,003)	1,032 (0,881)
Região urbana	1,294 (0,290)	0,713 (0,387)	2,198 (0,000)	1,118 (0,760)
Número de componentes na família	0,865 (0,003)	0,994 (0,930)	0,958 (0,296)	1,073 (0,280)
Proporção de doenças de coluna	1,255 (0,236)	1,007 (0,982)	1,042 (0,816)	1,371 (0,233)
Câncer	0,084 (0,232)	10,223 (0,019)	1,083 (0,906)	9,982 (0,000)
Diabete	1,595 (0,338)	0,777 (0,658)	1,141 (0,679)	1,103 (0,831)
Asma	0,518 (0,029)	1,139 (0,734)	1,059 (0,776)	1,208 (0,660)
Hipertensão	1,389 (0,245)	0,825 (0,614)	1,218 (0,350)	0,758 (0,490)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Coração	1,287 (0,427)	1,179 (0,677)	0,575 (0,064)	1,346 (0,459)
Renal	1,785 (0,164)	3,152 (0,037)	0,747 (0,501)	0,836 (0,817)
Depressão	1,638 (0,132)	0,699 (0,408)	1,174 (0,536)	0,704 (0,585)
Tuberculose	3,594 (0,655)	0,000 (0,000)	0,813 (0,820)	0,782 (0,922)
Tendinite	1,206 (0,661)	1,753 (0,318)	0,857 (0,611)	0,857 (0,742)
Cirrose	0,973 (0,987)	1,039 (0,983)	0,390 (0,723)	8,531 (0,160)
SAA	0,792 (0,239)	0,784 (0,451)	0,884 (0,414)	1,179 (0,561)
Sexo	1,084 (0,090)	1,097 (0,191)	1,003 (0,929)	1,007 (0,317)

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

A RRR no modelo *logit* multinomial pode ser obtida pelo exponencial dos coeficientes estimados, de forma similar a *odds-ratio* do modelo logístico. A diferença é que a razão de risco relativa nos fornece as mudanças relativas nas probabilidades. Ou seja, no caso de uma variável dependente *dummy* é: a razão entre a chance de se ter uma determinada cobertura  $j$  e ter a cobertura  $k$  para o grupo com determinado atributo,  $z + 1$ , em relação à razão entre a chance de se ter a cobertura  $j$  e ter a cobertura  $k$  para o grupo com o atributo de referência  $z$ .

Estimamos um modelo para cada ano, sendo a escolha de cobertura completa a categoria de referência. Os coeficientes estimados mostram como os atributos de risco, socioeconômicos e variáveis de oferta alteram a probabilidade relativa de se ter cobertura ambulatorial e hospitalar *vis-à-vis* a cobertura completa. O primeiro modelo estimado (tabela 17) considera o preço do plano de saúde como variável explicativa. De uma forma geral, os resultados dos dois modelos são parecidos

TABELA 16

**Resultados do modelo multinomial de escolha da cobertura do plano de saúde**

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Idade entre 18 e 29 anos	1,316 (0,000)	1,182 (0,252)	1,300 (0,000)	1,157 (0,336)
30 e 39	1,125 (0,045)	0,703 (0,020)	1,176 (0,0010)	1,030 (0,841)
40 e 49	0,966 (0,625)	1,108 (0,334)	1,064 (0,285)	0,883 (0,346)
50 e 59	0,873 (0,190)	1,196 (0,280)	1,005 (0,949)	0,968 (0,854)
60 e 69	0,790 (0,068)	1,059 (0,799)	0,805 (0,035)	1,066 (0,762)
Mais de 70	0,787 (0,134)	1,646 (0,055)	0,800 (0,055)	1,367 (0,242)
Número de dependentes	1,315 (0,000)	1,212 (0,000)	1,347 (0,000)	1,045 (0,442)
Presença de criança na família	0,986 (0,891)	0,887 (0,569)	0,923 (0,357)	0,643 (0,032)
Presença de idoso na família	1,325 (0,054)	1,116 (0,677)	1,193 (0,150)	1,163 (0,464)
Presença de mulher em idade fértil na família	1,417 (0,017)	0,891 (0,563)	1,087 (0,422)	0,807 (0,300)
1º decil de renda	4,688 (0,000)	1,549 (0,436)	3,727 (0,000)	0,612 (0,497)
2º	11,337 (0,000)	0,680 (0,710)	7,739 (0,000)	2,051 (0,346)
3º	9,768 (0,000)	0,836 (0,837)	8,549 (0,000)	2,363 (0,136)
4º	4,409 (0,000)	1,162 (0,782)	4,915 (0,000)	1,322 (0,557)

(continua)



(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
5°	4,750 (0,000)	0,884 (0,797)	4,553 (0,000)	0,824 (0,680)
6°	4,170 (0,000)	1,720 (0,082)	4,365 (0,000)	1,462 (0,257)
7°	4,007 (0,000)	0,947 (0,865)	4,143 (0,000)	1,112 (0,749)
8°	3,213 (0,000)	0,968 (0,810)	3,518 (0,000)	1,141 (0,590)
9°	1,915 (0,000)	1,177 (0,437)	2,267 (0,000)	1,009 (0,966)
Sem carteira	1,344 (0,081)	1,791 (0,100)	0,955 (0,740)	1,085 (0,792)
Doméstico	0,679 (0,219)	1,253 (0,750)	1,409 (0,110)	1,285 (0,712)
Conta-própria	1,249 (0,068)	1,380 (0,226)	1,083 (0,452)	1,006 (0,981)
Empregador	0,653 (0,011)	0,855 (0,606)	0,806 (0,124)	1,179 (0,549)
Não-remunerado	0,614 (0,158)	1,800 (0,302)	1,847 (0,009)	2,152 (0,108)
Não-PEA	0,753 (0,052)	1,167 (0,592)	0,840 (0,140)	0,977 (0,926)
Desocupados	0,819 (0,425)	0,588 (0,315)	1,174 (0,477)	1,341 (0,557)
Militar ou funcionário público	1,084 (0,732)	0,973 (0,942)	1,088 (0,648)	2,037 (0,037)
Rondônia	0,261 (0,214)	0,000 (0,000)	1,542 (0,210)	2,271 (0,128)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Acre	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	2,093 (0,160)	2,875 (0,184)
Amazonas	1,045 (0,956)	0,243 (0,177)	0,393 (0,208)	1,622 (0,520)
Roraima	25,236 (0,010)	29,153 (0,007)	4,834 (0,020)	0,000 (0,000)
Pará	1,338 (0,340)	0,484 (0,175)	1,070 (0,724)	0,916 (0,856)
Amapá	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	1,479 (0,545)	8,830 (0,001)
Tocantins	12,356 (0,044)	0,000 (0,000)	1,208 (0,748)	0,568 (0,589)
Maranhão	0,000 (0,000)	1,363 (0,741)	0,683 (0,610)	0,000 (0,000)
Piauí	0,820 (0,870)	3,751 (0,245)	3,658 (0,036)	2,129 (0,473)
Ceará	2,675 (0,000)	0,959 (0,928)	1,691 (0,005)	1,160 (0,716)
Rio Grande do Norte	2,759 (0,012)	0,153 (0,071)	1,562 (0,174)	1,572 (0,470)
Paraíba	2,414 (0,019)	0,000 (0,000)	1,951 (0,061)	0,493 (0,343)
Pernambuco	1,212 (0,428)	1,508 (0,181)	1,414 (0,042)	2,320 (0,006)
Alagoas	2,100 (0,144)	0,000 (0,000)	4,237 (0,000)	0,373 (0,343)
Sergipe	2,897 (0,019)	0,000 (0,000)	3,265 (0,000)	1,831 (0,313)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
Bahia	1,618 (0,050)	2,396 (0,003)	2,007 (0,000)	1,079 (0,860)
Minas Gerais	4,424 (0,000)	1,354 (0,264)	2,230 (0,000)	1,874 (0,024)
Espírito Santo	3,948 (0,000)	0,841 (0,795)	0,870 (0,640)	2,974 (0,004)
Rio de Janeiro	4,044 (0,000)	1,420 (0,195)	2,048 (0,000)	1,700 (0,096)
Paraná	2,354 (0,000)	1,008 (0,981)	1,641 (0,003)	1,491 (0,284)
Santa Catarina	1,840 (0,111)	2,025 (0,193)	3,292 (0,000)	1,921 (0,107)
Rio Grande do Sul	7,970 (0,000)	1,225 (0,498)	5,768 (0,000)	1,822 (0,047)
Mato Grosso do Sul	3,959 (0,000)	1,040 (0,946)	2,180 (0,000)	1,777 (0,197)
Mato Grosso	2,770 (0,007)	0,204 (0,121)	1,151 (0,600)	1,009 (0,986)
Goiás	2,032 (0,012)	1,274 (0,584)	1,533 (0,093)	2,039 (0,173)
Distrito Federal	3,397 (0,000)	1,534 (0,436)	3,695 (0,000)	2,176 (0,063)
Educação do chefe: 0 a 3	3,878 (0,000)	0,599 (0,144)	6,597 (0,000)	1,715 (0,086)
4 a 7	3,330 (0,000)	0,978 (0,927)	4,841 (0,000)	1,318 (0,271)
8 a 10	2,634 (0,000)	0,712 (0,202)	4,512 (0,000)	1,032 (0,901)

(continua)

(continuação)

Escolha	1998		2003	
	Ambulatorial	Hospitalar	Ambulatorial	Hospitalar
Variáveis independentes	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)	RRR (valor-p)
11 a 14	2,150 (0,000)	0,852 (0,464)	2,712 (0,000)	1,107 (0,620)
Região urbana	0,924 (0,065)	0,669 (0,268)	1,373 (0,043)	1,282 (0,488)
Número de componentes na família	0,935 (0,108)	1,027 (0,695)	0,933 (0,070)	1,135 (0,044)
Proporção de doenças de coluna	1,266 (0,156)	1,106 (0,722)	0,831 (0,215)	1,415 (0,174)
Câncer	0,024 (0,065)	11,419 (0,012)	0,654 (0,477)	6,180 (0,001)
Diabete	1,224 (0,630)	0,569 (0,337)	0,886 (0,650)	0,827 (0,670)
Asma	0,788 (0,333)	1,170 (0,673)	0,916 (0,603)	1,237 (0,578)
Hipertensão	1,164 (0,542)	0,693 (0,322)	1,252 (0,217)	0,741 (0,417)
Coração	1,060 (0,834)	1,317 (0,468)	0,634 (0,063)	1,699 (0,195)
Renal	1,618 (0,192)	2,855 (0,074)	1,003 (0,993)	0,541 (0,421)
Depressão	1,611 (0,041)	0,653 (0,325)	1,075 (0,732)	0,690 (0,526)
Tuberculose	0,203 (0,757)	0,000 (0,000)	1,473 (0,664)	0,740 (0,902)
Tendinite	1,212 (0,583)	1,485 (0,476)	0,741 (0,274)	0,815 (0,646)
Cirrose	1,203 (0,896)	1,324 (0,872)	0,298 (0,689)	5,763 (0,216)
SAA	0,727 (0,054)	0,688 (0,238)	0,746 (0,023)	1,068 (0,807)
Sexo	1,108 (0,010)	1,105 (0,144)	1,078 (0,017)	1,073 (0,322)

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

em termos qualitativos, embora a renda perca significância no modelo que inclui o preço do plano de saúde. Esse resultado pode ser explicado pela correlação entre as duas variáveis, tanto a renda quanto o preço do plano escolhido são *proxies* do poder de compra do indivíduo.

### 6.2.1 O que importa na escolha de cobertura de plano de saúde?

Como não existem diferenças qualitativas quanto aos modelos estimados (com e sem preço do plano), vamos nos ater a discutir os resultados sem a inclusão do preço do plano (tabela 16). Um primeiro resultado que chama a atenção é que as variáveis de risco e as socioeconômicas não são determinantes que diferenciam a escolha entre o plano completo e o plano hospitalar: nenhuma dessas variáveis apresentou significância estatística. Somente as *dummies* de UF são determinantes que influenciam a chance de se ter plano hospitalar em relação ao plano completo. Por outro lado, as variáveis de risco e as socioeconômicas são importantes na decisão da escolha do plano ambulatorial *vis-à-vis* o plano completo.

As variáveis que apresentaram o resultado mais significativo na escolha de plano ambulatorial foram renda, escolaridade, idade e variáveis de oferta. No que se refere à renda, a razão de risco relativa é decrescente e sempre maior que 1 com os decis de renda, evidenciando que a probabilidade relativa de se ter o plano ambulatorial em relação ao completo é sempre maior em todos os decis de renda com relação ao decil de referência, nesse caso, o último decil.

Quanto aos grupos etários, observamos que não existem diferenças significativas entre o grupo de referência, até 17 anos, e os grupos de 40 a 49 e 50 a 59 anos. Para os grupos de 18 a 29 e 30 a 39 anos a probabilidade de ter plano ambulatorial é maior que para o grupo de referência, enquanto no grupo de 60 a 69 anos essa probabilidade é menor. Esse resultado condiz com o risco esperado dos indivíduos. O plano ambulatorial é mais atrativo para aqueles com menor probabilidade de utilização do serviço hospitalar. Com relação à escolaridade, a razão entre a probabilidade de se ter plano ambulatorial e a probabilidade de se ter plano completo será sempre maior, quanto menor for a escolaridade do chefe de família. A razão de risco relativa entre o grupo menos escolarizado e mais escolarizado chega a 6.

Esses resultados sugerem que a diferenciação de planos é importante, uma vez que existem diferenças entre os indivíduos que compram a cobertura ambulatorial e aqueles que compram a cobertura completa. Uma diversificação maior dos contratos pode ser uma forma de ampliar a cobertura privada no Brasil.

## 7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho analisa a demanda por planos de saúde no Brasil antes e depois da regulamentação do setor de saúde suplementar, isto é, em 1998 e em 2003. Existem dois contextos distintos nos quais a escolha de plano é feita. Primeiro, em um contexto no qual esse plano é oferecido pelo empregador, e segundo, quando o indivíduo compra o plano diretamente da seguradora. No Brasil, cerca de 2/3 dos planos de saúde privados são planos de adesão coletiva. Além da decisão de ter um plano, os indivíduos decidem sobre a cobertura oferecida: plano completo, ambulatorial ou hospitalar.

Para analisar a demanda por plano de saúde, estimamos três modelos para cada ano. O primeiro é um modelo logístico da demanda por plano de saúde. O segundo também é um modelo logístico da demanda por plano de adesão individual. E o terceiro, um modelo multinomial que estima a escolha de cobertura para os indivíduos que têm plano individual.

Os principais resultados mostram que a demanda por planos de saúde é explicada, sobretudo, pela renda *per capita* familiar e que essa variável ganha importância quando analisamos a demanda por plano individual. No que se refere aos atributos de risco, os resultados sugerem que as mudanças introduzidas com a regulamentação alteram as probabilidades de se ter plano de saúde individual, aumentando a chance relativa dos indivíduos mais velhos, sobretudo nas faixas etárias acima de 50 anos. Na escolha de cobertura do plano de saúde, o plano ambulatorial tem maior probabilidade de ser escolhido *vis-à-vis*: a) a cobertura completa; b) quanto mais jovem; c) quanto maior o poder de compra; e d) quanto menor a escolaridade. As *dummies* de UFs evidenciam que existem diferenças na oferta de planos de saúde.

## REFERÊNCIAS

- ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. B. Velhos dilemas no provimento de bens e serviços de saúde: uma comparação dos casos canadense, inglês e americano. *Nova Economia*, v. 10, n. 2, p. 73-115, dez. 2000.
- ANDRADE, M. V.; MAIA, A. C.; BRITO, R. J. A.; PARAISO, D. G. Demanda no setor de saúde suplementar no Brasil. p. 295-457. *Métodos Quantitativos em Defesa da Concorrência e Regulação Econômica*. Rio de Janeiro: Ipea, 2006.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P.; MILNE, F.; PIGGOTT, J. A microeconomic model of the demand for health care and health insurance in Australia. *Review of Economic Studies*, v. 55, n. 1, p. 85-106, 1988.
- CUTLER, D.; ZECKHAUSER, R. The anatomy of health insurance. In: CULYER, A. J., NEWHOUSE, J. P. (Orgs.). *Handbook of health economics*. Amsterdam: North-Holland Press, 2000. p. 563-643.

FOUBISTER, T.; THOMSON, S.; MOSSIALOS, E.; MCGUIRE, A. *Private medical insurance in the United Kingdom*. European Observatory on Health Systems and Policies, 2006.

MAIA, A. C. *Seleção adversa e risco moral no sistema de saúde suplementar brasileiro*. 2004. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2004.

MOSSIALOS, E.; THOMSON, S. *Voluntary health insurance in the Europe Union*. European Observatory on Health Care Systems and London School of Economics and Political Science. Directorate General for Employment and Social Affairs of the European Commissions, 27 Feb. 2002 (Report).

OECD. *Measuring Up. Improving Health System Performance in OECD Countries*. Paris, 2002 (OECD Health Working Papers).

\_\_\_\_\_. *Private health insurance in OECD countries*. The OECD Health Projects, 2004.

\_\_\_\_\_. *Health at a Glance: OECD Indicators*, 2005.

SAVAGE, E.; WRIGHT, D. J. Moral hazard and adverse selection in Australian private hospitals. *Journal of Health Economics*, v. 22, n. 3, p. 331-359, May 2003.

VAN DE VEN, W. P. M. M.; ELLIS, R. P. Risk adjustment in competitive health plan markets. In: CULYER, A. J.; NEWHOUSE, J. P. (Eds.). *Handbook of health economics*. Amsterdam: North-Holland Press, 2000. v. 1A, p. 755-845.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Mass.: MIT, 2002. 752p.





## **DIFERENÇAS EM GASTOS COM ALUGUEL ENTRE ESTADOS, TIPOS DE ÁREA E NÍVEIS DE RENDA FAMILIAR NO BRASIL\***

Tatiane Menezes  
Carlos R. Azzoni  
Guilherme R. C. Moreira

### **1 INTRODUÇÃO**

Este capítulo dá um passo à frente na identificação de indicadores de paridade do poder de compra da renda no Brasil. Quase todos os estudos sobre desigualdade de renda regional se limitam a lidar com níveis nominais de renda, ou seja, com informações que ignoram diferenças no custo de vida de cada região. Apesar de se reconhecer o problema, a limitação de informações dificulta o surgimento de bons indicadores regionais de paridade de poder de compra. No caso brasileiro, algumas das tentativas feitas enfrentaram limitações quanto à disponibilidade de informações regionais, como em Azzoni, Carmo e Menezes (2000; 2003), que cobriam apenas 11 regiões metropolitanas (RMs), ou quanto à precisão técnica, como em Rocha (1993) e World Bank (2006).

A construção de índices de custo de vida requer informações sobre preços e quantidades adquiridas para os diversos bens que compõem a cesta de consumo da população. No Brasil, as informações disponíveis não cobrem todos os estados. A mais recente Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), datada de 2002-2003, disponibiliza dados a respeito de gastos com aluguéis relativos aos 27 estados brasileiros. Como no caso do aluguel a quantidade consumida é igual à unidade, gasto é igual a preço, ficando assim disponível o preço do aluguel pago pelas famílias em todos os estados. O custo do aluguel é uma importante fonte de diferenças de custo de vida entre as cidades. O presente trabalho se propõe a calcular um índice que meça o diferencial

---

\* Os autores agradecem o apoio financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) – Bolsa Produtividade e da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe).

de preços de aluguel entre os estados acreditando ser este índice uma *proxy* do diferencial de custo de vida entre os estados.

O custo do aluguel é o resultado, como no caso de qualquer outro bem, das forças de oferta e demanda. Dada a fixidez do bem em questão, a elasticidade da oferta de terra é baixa, indicando que aumentos na demanda resultarão em aumentos mais do que proporcionais no preço da terra e, conseqüentemente, no valor dos aluguéis. Aluguéis mais altos provocarão custos mais altos para as atividades terciárias e industriais, que competem por espaço. Esse processo implica um aumento nos preços dos produtos finais, reforçando o efeito inicial dos preços mais altos dos aluguéis. Atividades rurais também competem com as atividades urbanas por espaço. Dado que haja aumento dos aluguéis urbanos, as áreas rurais próximas às cidades tornar-se-ão menos competitivas, uma vez que os moradores urbanos podem fazer ofertas maiores pelo uso do espaço (BIDERMAN, 2001).

Dessa forma, custos de aluguel podem ser entendidos como um sintetizador de todos os aspectos do custo de vida, portanto, como um substituto próximo deste, especialmente nas áreas urbanas. Este capítulo utiliza microdados da POF de 2002-2003 para uma amostra de 48.568 famílias no Brasil, distribuída pelos 27 estados, com diferenciação para as capitais, outras cidades metropolitanas, cidades não-metropolitanas e áreas rurais. O trabalho consiste em construir um modelo de preço hedônico, com variáveis representando as características estruturais, acesso às utilidades públicas e *dummies* por estado, tipo de área e níveis de renda familiar. Assim, é possível estimar níveis de custo de aluguel comparativos entre os estados, diferenciando os quatro tipos de áreas. É também estimado o diferencial no custo do aluguel para diferentes níveis de renda familiar.

O artigo está organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda seção consiste em uma breve revisão da literatura sobre o assunto e apresenta o modelo a ser estimado. A seção 3 discute a base de dados, introduzindo algumas estatísticas descritivas. Os resultados são analisados na seção 4. Na seção 5, desenvolve-se uma comparação entre os custos de aluguel estimados e os indicadores de custo de vida de 11 RMs, o que mostra serem os custos de aluguel uma boa aproximação do custo de vida. A última seção consiste nas conclusões do estudo.

## 2 METODOLOGIA

As características geográficas e as amenidades próprias de cada RM estão diretamente relacionadas com o valor do imóvel. Em busca de moradia em áreas cujo clima seja ameno e as externalidades positivas da urbanização sejam maiores, as pessoas se dispõem a pagar mais e a abrir mão de maiores salários reais. De fato,

nas cidades que oferecem maiores amenidades, a oferta de trabalho é maior e o nível geral de preços, mais alto. Trabalhos clássicos como os de Rosen (1974), Henderson (1982), Roback (1988) e Bloomquist, Berger e Hoehn (1988) desenvolvem metodologias para mensurar o preço de tais características.

A partir de um processo de maximização convencional, Rosen (1974) mostra que uma função de preços hedônicos não representa nem a oferta nem a demanda, mas sim o equilíbrio de mercado. Dessa forma o estimador de uma regressão hedônica representa o preço marginal das características de um determinado produto, no caso, a moradia. Assumindo-se que os indivíduos podem mover-se livremente entre diferentes localidades, Roback (1988) aplica o modelo de preços hedônicos para calcular a taxa marginal de substituição entre duas cidades. Esse modelo sugere que as amenidades de cada cidade possuem um preço marginal, calculado a partir do diferencial de salário e aluguel existente entre elas. Outra forma de aplicar modelos hedônicos para calcular o diferencial de preços entre cidades foi desenvolvida por Summer (1973). O autor assume que o diferencial de preços entre as cidades é função das características da cidade e da cesta de produtos previamente definida. Nesse modelo, o exponencial do coeficiente estimado para o preço corresponde ao diferencial de preços entre as cidades.

Atualmente, uma série de trabalhos vem aplicando o instrumental desenvolvido pelos autores citados para compreender a demanda dos agentes econômicos por moradia, assim como estudar os determinantes da aglomeração urbana em determinada cidade. Nessa linha podem ser citados os trabalhos de Azzoni, Carmo e Menezes (2003), Nelson (2004), Cohen e Coughlin (2006) e Timmins (2005). Trabalhos como os de Can (1990; 1992; 1997) modificaram o modelo de Rosen (1974) com o intuito de obter estimadores consistentes do preço marginal das características do imóvel, controlando pelos atributos regionais. No presente trabalho, modelo semelhante ao de Rosen (1974) foi aplicado para calcular o diferencial de preços entre as cidades, controlando pelas características do imóvel e algumas amenidades.

Admite-se que as preferências da família por moradia podem ser representadas por:

$$U = u(z, y, \alpha) \quad (1)$$

onde  $z$  são as características que identificam o imóvel,  $y$  é o vetor dos demais bens que compõem o mercado e  $\alpha$  é o vetor de parâmetros que caracterizam as preferências familiares. O preço que as famílias estão dispostas a pagar por morar no imóvel  $z$

é derivado da função utilidade dada, sujeito à renda familiar  $M$ . Desse modo, uma função aluguel<sup>1</sup> pode ser definida por:

$$\gamma(z, M, U, \alpha) \quad (2)$$

e, implicitamente, por:

$$U = u(z, M, \gamma, \alpha) \quad (3)$$

A derivada da função aluguel com respeito a  $z_i$  corresponde à taxa a que as famílias estão dispostas a trocar gastos com aluguel por atributos, tudo o mais constante.

De acordo com Rosen (1974), as condições de primeira ordem que garantem a escolha ótima por parte das famílias são caracterizadas pela igualdade entre a inclinação da função aluguel e o vetor de preços hedônicos das características:

$$\frac{\partial \gamma}{\partial z_i} = \frac{\partial p}{\partial z_i} = p_i \quad (4)$$

Sob a hipótese de maximização do consumidor, a equação (4) garante que os preços hedônicos estimados para as características correspondem ao valor que as famílias atribuem a essas características e quanto estariam dispostas a pagar para usufruir delas.

Na estrutura de modelos hedônicos para o mercado imobiliário, os gastos com moradia estão relacionados às características do imóvel (vetor  $z$ ) por meio de uma função de preços hedônicos. Nesses estudos, as características são subdivididas em dois grandes grupos: estruturais ( $s$ ) e de localização ( $n$ ). Os atributos estruturais envolvem aspectos como número de quartos, número de banheiros, tipo de piso etc. Os relativos à localização captam informações relacionadas a amenidades urbanas e serviços públicos. Dados tais atributos, o modelo geral de regressão pode ser formulado como segue, onde  $\beta$ ,  $\eta$  correspondem aos vetores de parâmetros:

$$p(z) = f(s, n, \beta, \eta) + \varepsilon$$

1. Tradução livre da expressão em inglês *bid rent function*.

Os modelos de preços hedônicos como esse especificado têm em geral o objetivo de mensurar o preço marginal das características do imóvel. Como um apartamento de três quartos à beira-mar é diferente de um apartamento de três quartos no interior, é importante controlar pelas diferenças espaciais, caso contrário o estimador dos preços das características fica viesado. A metodologia para estimar parâmetros robustos para os preços das características do imóvel é desenvolvida principalmente em Can (1997).

Essa forma de modelagem, na sua aplicação tradicional, busca conhecer o valor marginal dos atributos do imóvel. Neste trabalho, ao contrário, o intuito é aplicá-la para mensurar o diferencial do preço do imóvel entre diferentes cidades. Assim, o modelo hedônico especificado visa medir o diferencial de preços entre as regiões, controlando pelas características do imóvel. Como não existe continuidade geográfica entre as regiões de diferentes estados, optou-se por não controlar por autocorrelação espacial. O modelo a ser estimado é:

$$p(z) = \alpha + \sum \beta s_i + \sum \phi k_j + \sum \mu r_j + \varepsilon$$

Os parâmetros de interesse são os coeficientes dos atributos regionais, de estados ( $k$ ) e áreas geográficas<sup>2</sup> ( $r$ ). O logaritmo neperiano do coeficiente dos estados ( $\phi$ ) fornece o diferencial de aluguéis entre estados, controlando pelo fato de as pessoas morarem em diferentes áreas geográficas. Da mesma forma, o logaritmo neperiano do coeficiente das áreas ( $\mu$ ) fornece o diferencial de aluguéis entre áreas, controlando pelo fato de as pessoas morarem em diferentes estados.

### 3 DADOS

Os dados básicos para este capítulo foram retirados da POF<sup>3</sup> realizada pelo IBGE entre 2002 e 2003. Pouco mais de 48 mil famílias, visitadas durante um ano, tiveram os seus padrões de gastos anotados. Foi considerada apenas uma subamostra de 21.627 famílias que vivem em edifícios alugados. Famílias urbanas em cada estado podem estar localizadas na capital, em outras cidades da RM ou em cidades fora dessa área. Famílias rurais também foram examinadas. Para cada família, há informação sobre algumas características da moradia (número de cômodos, quartos, banheiros etc.) e sobre o acesso a serviços públicos, assim como a renda familiar. Algumas estatísticas descritivas sobre os dados encontram-se na tabela 1, no apêndice.

2. Por áreas geográficas entende-se: capital, RM não-capital, urbano e rural.

3. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/condicaoodevida/pof/2002>>.

Do ponto de vista espacial, a referida fonte de dados secundários agrupa as famílias em quatro áreas: capital, RM sem capital, região urbana e rural. Assumindo que pessoas de diferentes classes de renda dentro de uma mesma cidade moram em localizações diferentes, é possível também dividir as famílias por faixas de renda e então observar o diferencial de preços de aluguel entre elas. Com esse intuito, no primeiro momento o trabalho subdividiu as famílias em dez faixas de renda e observou o diferencial de custo de vida entre elas. Em um segundo momento, sem perda de generalidade e para facilitar a exposição dos resultados, as famílias foram subdivididas em três faixas de renda (alta, média e baixa).

A utilização apenas de imóveis alugados pode gerar um problema de viés de seleção na estimação do coeficiente das características do imóvel. Todavia, o objetivo deste capítulo se limita a estimar o diferencial de preços entre imóveis semelhantes em distintas localidades. Assim, as características do imóvel entram no modelo apenas como variável de controle. Nesse caso, o viés de seleção surge apenas se, por exemplo, o efeito marginal de um quarto adicional na cidade de São Paulo para edifícios alugados fosse diferente do que ocorreria em Recife, também para edifícios alugados. Não há, entretanto, razões para acreditar que seja o caso.

#### 4 RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados da aplicação do modelo apresentado na seção 2 para os dados discutidos na seção 3. Embora este estudo tenha por objetivo estimar o diferencial de custos de aluguel, para fins de mostrar consistência nos resultados é interessante analisar os coeficientes associados às características estruturais, apresentados na tabela 1. Cinco diferentes versões do modelo foram estimadas. Na coluna I os custos de aluguel foram regredidos contra *dummies* para 27 estados e *dummies* para dez classes de renda, ignorando características estruturais. Na coluna II, *dummies* para os tipos de áreas foram incluídas e as capitais mantidas como referência. Isso permite estimar os diferenciais de aluguel entre os quatro diferentes tipos de áreas. Nos modelos de III a V foram incluídas as características estruturais, sendo que no modelo III incluíram-se *dummies* para os quatro tipos de área, 27 estados e dez grupos de renda familiar. No modelo IV introduzem-se *dummies* de interação entre estados e três grupos de renda, eliminando, assim, as *dummies* para estado e classe de renda. Finalmente, o modelo V não inclui *dummies* de tipo de área, mas introduz *dummies* de interação entre tipo de área e renda, mantendo *dummies* para estado.

Os sinais dos parâmetros para as características estruturais estão de acordo com o observado na literatura. Controlando para o número de cômodos e todas

TABELA 1  
**Resultado das regressões**  
 (Variável dependente: ln preço do aluguel)

	I	II	III	IV			V		
				Baixa	Média	Alta	Baixa	Média	Alta
Constante	8,489 (187,41)**	8,687 (178,56)**	6,265 (65,60)**	6,448 (67,34)**			5,556 (63,36)**		
Moradores			-0,040 (6,46)**	-0,042 (6,34)**			-0,043 (6,54)**		
Cômodos			0,064 (8,30)**	0,066 (8,48)**			0,068 (8,77)**		
Dormitórios			0,030 (1,90)	0,037 (2,30)*			0,035 (2,23)*		
Banheiros			0,147 (7,20)**	0,181 (8,92)**			0,175 (8,74)**		
Pavimentação			0,153 (7,00)**	0,143 (6,52)**			0,142 (6,47)**		
Tempo de moradia			0,368 (27,30)**	0,367 (26,84)**			0,368 (26,89)**		
Contrato			0,173 (8,61)**	0,184 (9,14)**			0,181 (8,95)**		
Água potável			0,083 (2,73)**	0,092 (3,10)**			0,085 (2,87)**		
Esgoto sanitário			0,140 (5,48)**	0,145 (5,62)**			0,155 (6,14)**		
Energia elétrica			0,199 (3,23)**	0,181 (2,82)**			0,187 (3,05)**		
Revestimento			0,261 (12,23)**	0,274 (12,48)**			0,273 (12,74)**		
Capital		-	-	-			-	0,250 (5,72)**	0,455 (10,28)**
RM sem capital		-0,205 (5,28)**	-0,032 (0,84)	-0,037 (0,97)			0,040 (0,54)	0,193 (3,29)**	0,320 (4,48)**
Urbano sem capital ou RM		-0,463 (19,43)**	-0,340 (15,44)**	-0,353 (15,64)**			-0,418 (9,59)**	-0,123 (3,06)**	0,157 (3,56)**

(continua)

(continuação)

	I	II	III	IV			V		
				Baixa	Média	Alta	Baixa	Média	Alta
Rural		-0,966 (22,54)**	-0,718 (16,06)**	-0,719 (15,80)**			-0,686 (10,33)**	-0,657 (8,35)**	-0,178 (2,22)*
RO	-0,967 (16,08)**	-0,892 (14,43)**	-0,357 (5,90)**	-1,409 (14,96)**	-1,114 (9,21)**	-0,514 (6,16)**	-0,341 (5,63)**		
AC	-1,034 (11,90)**	-1,205 (13,83)**	-0,773 (9,31)**	-1,188 (7,89)**	-1,584 (15,26)**	-1,485 (10,19)**	-0,765 (9,28)**		
AM	-0,709 (10,76)**	-0,898 (13,65)**	-0,517 (8,09)**	-1,534 (14,38)**	-1,119 (8,70)**	-0,830 (8,26)**	-0,509 (7,88)**		
RR	-0,650 (7,44)**	-0,829 (9,50)**	-0,303 (3,91)**	-1,365 (9,19)**	-0,961 (6,71)**	-0,544 (5,60)**	-0,299 (3,86)**		
PA	-1,253 (21,29)**	-1,197 (20,88)**	-0,565 (10,23)**	-1,543 (16,40)**	-1,224 (12,78)**	-0,842 (8,57)**	-0,537 (9,63)**		
AM	-0,818 (9,22)**	-0,937 (10,52)**	-0,467 (5,21)**	-1,542 (12,37)**	-1,303 (6,06)**	-0,547 (5,79)**	-0,462 (5,14)**		
TO	-1,046 (18,83)**	-0,985 (18,59)**	-0,592 (11,26)**	-1,719 (18,41)**	-1,139 (11,81)**	-0,840 (11,30)**	-0,568 (10,76)**		
MA	-1,370 (23,92)**	-1,287 (23,50)**	-0,819 (17,15)**	-1,603 (19,88)**	-1,614 (18,67)**	-1,158 (13,98)**	-0,795 (16,63)**		
PI	-0,984 (22,31)**	-0,950 (21,16)**	-0,800 (18,70)**	-1,704 (19,47)**	-1,502 (21,75)**	-1,158 (18,35)**	-0,790 (18,66)**		
CE	-0,874 (20,91)**	-0,916 (22,63)**	-0,760 (20,85)**	-1,737 (24,48)**	-1,324 (21,75)**	-1,195 (19,08)**	-0,752 (20,38)**		
RN	-0,916 (19,89)**	-0,909 (20,49)**	-0,596 (14,29)**	-1,507 (19,68)**	-1,199 (17,00)**	-1,032 (14,93)**	-0,576 (13,72)**		
PB	-1,040 (26,01)**	-0,997 (24,97)**	-0,735 (19,38)**	-1,558 (24,04)**	-1,510 (21,04)**	-1,100 (18,09)**	-0,724 (19,02)**		
PE	-0,733 (17,69)**	-0,749 (18,25)**	-0,474 (12,17)**	-1,361 (18,74)**	-1,138 (15,91)**	-0,874 (14,07)**	-0,446 (11,24)**		
AL	-1,126 (31,05)**	-1,128 (30,98)**	-0,702 (19,07)**	-1,572 (22,20)**	-1,388 (21,97)**	-1,080 (19,15)**	-0,684 (18,53)**		
SE	-1,036 (20,00)**	-0,994 (20,13)**	-0,772 (16,05)**	-1,551 (16,68)**	-1,456 (15,99)**	-1,259 (17,58)**	-0,760 (15,45)**		

(continua)



(continuação)

	I	II	III	IV			V		
				Baixa	Média	Alta	Baixa	Média	Alta
BA	-0,739 (16,08)**	-0,704 (16,04)**	-0,456 (11,46)**	-1,332 (18,59)**	-1,145 (15,99)**	-0,851 (11,98)**	-0,442 (11,10)**		
MG	-0,441 (11,82)**	-0,348 (9,38)**	-0,271 (8,26)**	-1,070 (17,60)**	-0,979 (16,58)**	-0,727 (12,49)**	-0,262 (7,96)**		
ES	-0,461 (11,48)**	-0,316 (8,01)**	-0,227 (6,14)**	-1,255 (16,55)**	-0,827 (13,65)**	-0,576 (9,86)**	-0,227 (6,09)**		
RJ	0,105 (2,01)*	-0,012 (0,23)	-0,106 (2,25)*	-1,064 (10,64)**	-0,654 (8,25)**	-0,605 (7,45)**	-0,120 (2,52)*		
				-0,896 (12,97)**	-0,667 (11,61)**	-0,415 (6,66)**	-0,343 (10,40)**		
PR	-0,439 (11,70)**	-0,337 (9,34)**	-0,350 (10,60)**	-1,254 (19,21)**	-1,030 (17,36)**	-0,754 (13,58)**	-0,095 (2,31)*		
SC	-0,238 (5,46)**	-0,084 (1,92)	-0,090 (2,24)*	-0,971 (12,89)**	-0,806 (11,60)**	-0,488 (7,22)**	-0,275		
RS	-0,181 (4,22)**	-0,129 (3,07)**	-0,272 (7,04)**	-1,466 (17,82)**	-0,760 (13,08)**	-0,601 (9,79)**	-0,288 (7,45)**		
MS	-0,583 (15,80)**	-0,571 (15,39)**	-0,296 (7,61)**	-1,322 (18,05)**	-0,849 (13,56)**	-0,687 (11,73)**	-0,096 (2,43)*		
MT	-0,566 (14,39)**	-0,496 (12,60)**	-0,114 (2,88)**	-0,910 (12,31)**	-0,836 (12,13)**	-0,551 (9,25)**	-0,280 (7,54)**		
GO	-0,609 (16,16)**	-0,590 (15,81)**	-0,297 (8,01)**	-1,242 (17,73)**	-0,936 (14,50)**	-0,662 (11,76)**	0,388 (10,19)**		
DF	0,201 (4,78)**	0,326 (7,67)**	0,373 (9,96)**	-0,426 (5,72)**	-0,417 (6,58)**				
<i>Dummies por décimo</i>	Sim	Sim	Sim	Não			Não		
Número de observações	21,634	21,618	21,618	21,618			21,618		
$R^2$	0,34	0,38	0,5149	0,5142			0,5109		

Nota: Estatística-t robusta entre parênteses.

\* Significativo a 5%.

\*\* Significativo a 1%.

as outras características, o valor do aluguel diminui com o número de pessoas na família, refletindo em parte o fato de as famílias de menor renda *per capita* terem mais filhos. O número de cômodos tem influência positiva no aluguel, assim como o número de quartos e banheiros e a qualidade do revestimento do piso. A existência de um contrato formal de locação e o tempo de permanência na residência também estão positivamente correlacionados com o aluguel. O acesso a utilidades públicas aumenta os níveis de aluguel, como esperado. Com exceção do número de quartos, todos os coeficientes são significativos e similares em todos os modelos.

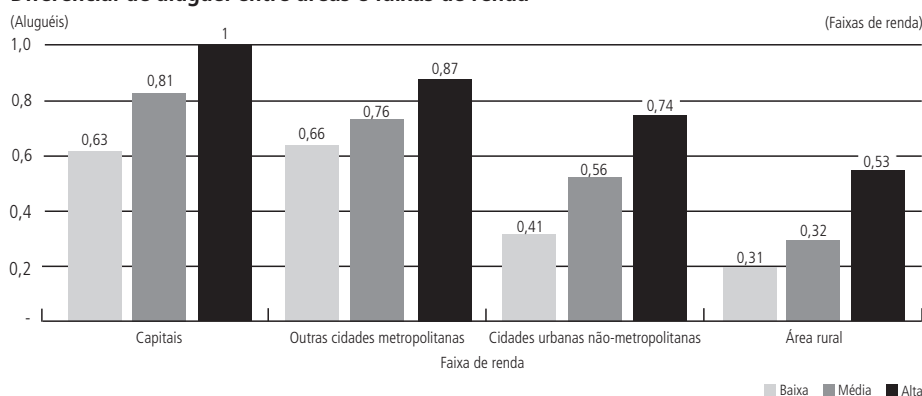
Considerando os diferentes tipos de áreas, encontra-se que as capitais são sempre mais caras, especialmente se nenhum controle é introduzido para as características estruturais. No modelo III as variáveis de características do imóvel são incluídas na regressão, tornando não-significativa a *dummy* para RM. Esse resultado reflete o fato de que provavelmente as amenidades urbanas e os serviços públicos nas capitais são melhores do que nas RMs. Dessa forma, controlado pelas características do imóvel, o preço relativo do aluguel se eleva nas RMs. Esse fenômeno também ocorre nas áreas urbanas não-metropolitanas e nas áreas rurais. Nestas últimas, embora as *dummies* que captam o diferencial no preço do imóvel permaneçam negativas e significativas, seus coeficientes se reduzem.

O modelo V apresenta a estimação do custo relativo do aluguel em cada uma das quatro áreas para três diferentes classes de renda familiar. Os coeficientes estimados para as *dummies* de interação entre as quatro áreas e as três faixas de renda são, em sua maioria, significativos a 1%. Esse resultado sugere que, como esperado, existem importantes diferenças de custo do aluguel entre as áreas previamente definidas.

Os resultados apresentados na tabela 2 e no gráfico 1 descrevem os exponenciais dos coeficientes das *dummies* de interação entre quatro tipos de áreas e três classes de renda estimadas no modelo V. Os custos do aluguel são expressos em relação à maior classe de renda na capital (*dummy* de renda alta na capital = 1). A primeira linha da tabela 2 indica que uma família de renda média em uma capital paga em torno de 19% menos que uma família rica no mesmo tipo de cidade, enquanto uma pessoa pobre paga 37% menos pelo aluguel do que uma pessoa rica na capital. A análise da terceira coluna da tabela 2 revela que uma pessoa rica em uma cidade metropolitana paga em média 13% menos de aluguel do que a mesma família na capital; essa diferença cai para 26% em uma cidade não-metropolitana e para 47% para uma pessoa rica que mora na área rural. Por outro lado, uma família pobre na área rural paga 68% do que uma família rica pagaria, vivendo numa

TABELA 2  
Diferencial de aluguel por área e faixa de renda

	Baixa	Média	Alta
Capitais	0,63	0,81	1,00
RMs	0,66	0,77	0,87
Área urbana	0,42	0,56	0,74
Área rural	0,32	0,33	0,53

GRÁFICO 1  
Diferencial de aluguel entre áreas e faixas de renda

capital. Para famílias de baixa renda não há diferenças estatísticas entre os custos de aluguel em cidades não-metropolitanas (0,66%) e capitais (0,63%), controlando para todas as características incluídas no modelo.

O modelo IV fornece os coeficientes das *dummies* de interação entre os 27 estados e as três classes de renda, onde a faixa de renda alta no Distrito Federal (DF) é empregada como base. Todos são significativos a 1%. A tabela 3 e o gráfico 2 apresentam os exponenciais dos coeficientes estimados no modelo IV.<sup>4</sup> Considerando apenas as pessoas ricas, o segundo estado menos caro é São Paulo, com um nível de aluguel 34% abaixo do DF. Isso talvez possa ser explicado pelas restrições impostas pelo zoneamento observado em Brasília. A dificuldade em construir novos edifícios no Plano Piloto, associada à competição por bons apartamentos e

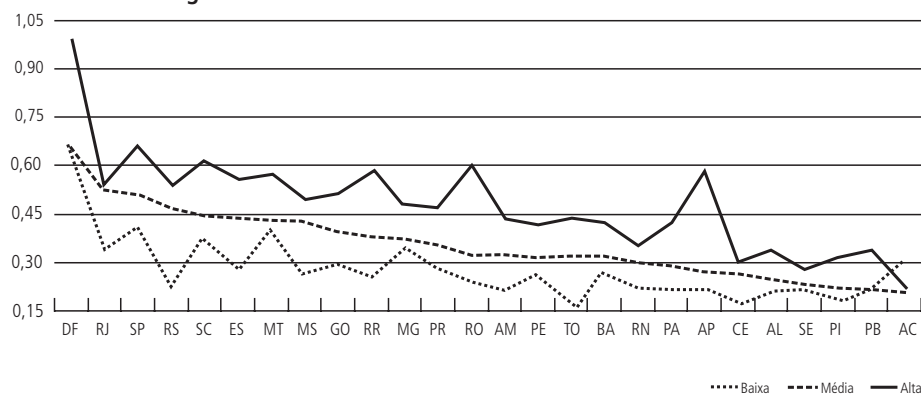
4. Os coeficientes estimados são apresentados na tabela 2 do apêndice. Os únicos casos sem diferença estatística em relação ao Estado de São Paulo são Rio de Janeiro e Santa Catarina no modelo II, no qual nenhuma característica estrutural é considerada, mas as *dummies* para tipo de área são incluídas. Ou seja, ignorando-se as características estruturais, não há diferença estatística entre preços dos aluguéis naqueles estados e em São Paulo para famílias com níveis de renda semelhantes, no mesmo tipo de área. Nos modelos de I a III as diferenças são significativas, mas apenas a 5%.

TABELA 3

**Diferencial de salários entre estados e faixa de renda**

	Nível de renda familiar		
	Baixa	Média	Alta
DF	0,65	0,66	1,00
SP	0,41	0,51	0,66
MT	0,40	0,43	0,58
SC	0,38	0,45	0,61
RJ	0,35	0,52	0,55
MG	0,34	0,38	0,48
GO	0,29	0,39	0,52
PR	0,29	0,36	0,47
ES	0,29	0,44	0,56
MS	0,27	0,43	0,50
BA	0,26	0,32	0,43
PE	0,26	0,32	0,42
RR	0,26	0,38	0,58
RO	0,24	0,33	0,60
RS	0,23	0,47	0,55
RN	0,22	0,30	0,36
AM	0,22	0,33	0,44
AP	0,21	0,27	0,58
PA	0,21	0,29	0,43
SE	0,21	0,23	0,28
PB	0,21	0,22	0,33
AL	0,21	0,25	0,34
MA	0,20	0,20	0,31
PI	0,18	0,22	0,31
TO	0,18	0,32	0,43
CE	0,18	0,27	0,30

GRÁFICO 2

**Diferencial de aluguel entre os estados**

casas entre os oficiais do governo e outros membros da administração federal, eleva em muito o preço do aluguel na capital do país. Ainda analisando as pessoas da faixa de renda mais alta, percebe-se que o aluguel mais baixo encontra-se no Estado de Sergipe, 77% menor do que em Brasília. Para as famílias de renda média e baixa, Brasília continua como a cidade mais cara. Para as de renda média, a segunda cidade mais cara é o Rio de Janeiro, 14% mais barato que o DF; os aluguéis mais baratos encontram-se nos estados do Acre e do Maranhão, em torno de 46% mais baixos do que os aluguéis do DF nessa faixa de renda.

No grupo das famílias pobres, o Estado de São Paulo é o segundo mais caro (24% mais barato do que o aluguel do pobre em Brasília). Para essa faixa de renda os aluguéis mais baratos são de Tocantins e Ceará, ambos em torno de 47% abaixo de Brasília. É importante observar que os altos valores para os aluguéis das pessoas da faixa de renda inferior no Estado do Acre podem estar sendo provocados por dois motivos: primeiro, a pequena amostra para essa faixa de renda nesse estado; segundo, pelo fato de a infra-estrutura no caso do Acre ser inferior à dos demais, de modo que, ao controlar pelas características, o preço do aluguel no Acre se eleva.

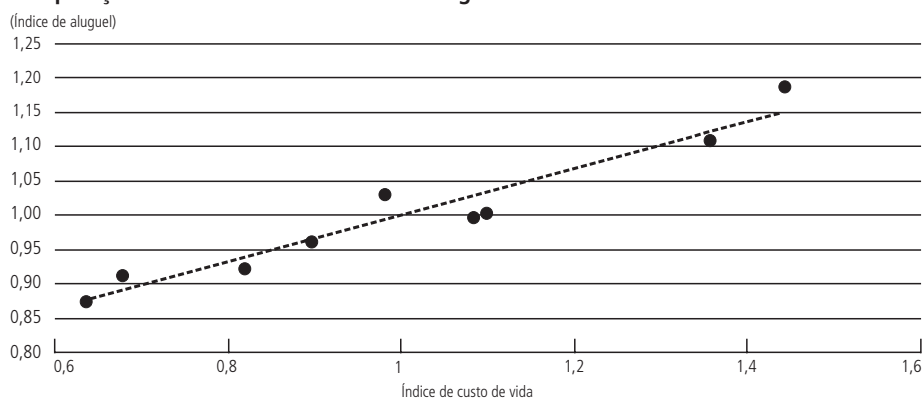
## 5 CUSTOS DE ALUGUEL *VERSUS* CUSTO DE VIDA

Como mencionado na introdução, os custos de aluguel são uma boa aproximação para o custo de vida. Nesta seção os resultados de um estudo anterior sobre níveis de custo de vida para as nove RMs brasileiras mais o DF são comparados com os índices de custo de aluguel estimados neste capítulo. Em Azzoni, Carmo e Menezes (2003) um indicador do nível de custo de vida é construído levando-se em consideração não apenas os custos de aluguel, mas também outros custos de moradia, bem como os itens educação, transporte, alimentação etc. Naquele caso os dados

disponíveis cobriam apenas as nove RMs aqui apontadas, mais o DF. Para tornar a comparação possível, a estimação do índice de custos de aluguel foi feita com a mesma composição regional, levando aos resultados apresentados no gráfico 3.

Como mostram os resultados, a correlação entre os dois indicadores é muito alta. Os resultados de uma regressão simples entre esses dois índices comparativos estão dispostos no gráfico 3, com um  $R^2$  de 0,93. A ausência de informações de preços e quantidades para todas as cidades brasileiras impede que seja calculado um índice comparativo do custo de vida para todas elas. Os resultados resumidos no gráfico 3 sugerem que os indicadores dos níveis de custo de aluguel construídos neste estudo podem ser usados como uma aproximação para um indicador do diferencial de custo de vida entre os estados.

GRÁFICO 3

**Comparação entre os índices de custo de aluguel e custo de vida****6 CONCLUSÕES**

Este capítulo apresenta os resultados de uma investigação sobre os custos dos aluguéis em diferentes áreas brasileiras. Com base na POF de 2002-2003 do IBGE foi construído um modelo de preço hedônico. Os valores de gastos com aluguel para as famílias foram regredidos contra as características do imóvel, 27 *dummies* para os estados, 4 *dummies* para as áreas e 10 (ou 3) *dummies* para as diferentes classes de renda familiar. Os coeficientes estimados para características estruturais e acesso a utilidades públicas apresentaram os sinais esperados e foram todos significativos. Os resultados indicam que, controlando para essas características, os custos de aluguel em capitais são mais altos para todos os tipos de famílias; outras cidades metropolitanas vêm em segundo lugar, seguidas por cidades não-metropolitanas. As áreas rurais apresentaram os custos de aluguel mais baixos, como esperado. Essa regularidade se mantém mesmo sem levar em conta o nível de renda das famílias.

A introdução de *dummies* de interação entre estado e nível de renda familiar permitiu a estimação de diferenciais de custos de aluguel para três classes de renda familiar nos estados. Pessoas ricas em Brasília pagam os mais altos aluguéis, controlando para as características estruturais e o acesso a utilidades públicas, seguidas pelos ricos da cidade de São Paulo, e assim por diante. A cidade do Rio de Janeiro é a segunda, depois de Brasília, entre famílias com níveis de renda média, e a cidade de São Paulo é a segunda, depois de Brasília, para famílias pobres. Os mais baixos custos de aluguel foram encontrados em Sergipe, para pessoas ricas, no Maranhão, para famílias de renda média, e no Ceará, para famílias pobres.

Mostrou-se também que a correlação entre os custos de aluguel estimados para RMs e os níveis de custo de vida para as mesmas, incluindo todos os bens e serviços, é bastante alta. Isso indica que os custos de aluguel podem ser utilizados como uma boa aproximação para os níveis de custo de vida. Essa informação é de extrema importância para estudos de desigualdade regional, pois os indicadores de paridade do poder de compra são mais adequados para a análise de bem-estar do que os indicadores de renda nominal. A utilização dos custos de aluguel como um deflator regional pode, portanto, reduzir os problemas de se lidar simplesmente com diferenças de renda nominal através dos espaços.

## REFERÊNCIAS

AZZONI, C. R.; CARMO, H. C. E.; MENEZES, T. A. Índice de custo de vida comparativo para as principais regiões metropolitanas brasileiras: 1981-1999. *Estudos Econômicos*, Instituto de Pesquisas Econômicas, v. 30, 2000.

———. Comparações da paridade do poder de compra entre cidades: aspectos metodológicos e aplicação ao caso brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 33, n. 1, p. 91-126, 2003.

BIDERMAN, C. *Forças de atração e expulsão na Grande São Paulo*. 2001. Tese (Doutorado) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2001.

BLOOMQUIST, G.; BERGER, M.; HOEHN, J. New estimates of quality of life in urban areas. *American Economic Review*, n. 78, p. 89-107, Mar. 1988.

CAN, A. The measurement of neighborhood dynamics in urban house prices. *Economic Geography*, v. 66, p. 254-272, 1990.

———. Specification and estimation of hedonic housing price models. *Regional Science and Urban Economics*, v. 22, n. 3, p. 453-471, 1992.

———. *Spatial segmentation in urban house prices: alternative approaches*. Washington, D. C., 1997. Working Paper of the Policy, Research, Evaluation, and Training Division, Fannie Mae Foundation.

CAN, A.; MEGBOLUGBE, I. Spatial dependence and house price index construction. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, v. 14, n. 1-2, p. 203-222, 1997.

COHEN, J. P.; COUGHLIN, C. C. *Spatial hedonic models of airport noise, proximity, and housing prices*. Federal Reserve Bank of St. Louis. Sep. 2006 (Working Paper, 2006-026B).

GRIMES, A.; SOURELL, R.; AITKEN, A. *Regional variation in rental costs for larger households*. Motu Economic and Public Policy Research, New Zealand, May, 2005 (Motu Working Paper, n. 05-02).

HENDERSON, V. Evaluating consumer welfare amenities and interregional welfare differences. *Journal of Urban Economics*, v. 11, n. 1, p. 32-59, 1982.

NELSON, J. P. Meta-analysis of airport noise and hedonic property values: problems and prospects. *Journal of Transport Economics and Policy*, v. 38, n. 1, p. 1-28, 2004.

ROBACK, J. Wages, rents and amenities: differences among workers and regions. *Economic Inquiry*, n. 26, p. 23-41, Jan./Feb. 1988.

ROCHA, S. Renda e pobreza no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, v. 10, n. 1-2, p. 99-106, 1993.

ROSEN, S. Hedonic price and implicit markets: product differentiation in pure competition. *The Journal of Political Economy*, v. 82, n. 1, p. 34-55, 1974.

SUMMER, R. International comparisons based upon incomplete data. *Review of Income and Wealth*, v. 19, n. 1, p. 1-16, Mar. 1973.

TIMMINS, C. Estimating spatial differences in the Brazilian cost-of-living with household location choices. *Journal of Development Economics*, 2005. Forthcoming.

WORLD BANK. *Brazil: measuring poverty using household consumption*. Poverty Reduction and Economic Management Sector Unit, Latin America and the Caribbean Region, June 8, 2006 (Report, n. 36.358-BR).



**APÊNDICE**  
TABELA A.1  
**Estatísticas descritivas**

Estado	Número de domicílios na amostra				Gasto médio com aluguel				Renda domiciliar média						
	Capital	RM sem capital	Interior urbano	Rural	Total	Capital	RM sem capital	Interior urbano	Rural	Total	Capital	RM sem capital	Interior urbano	Rural	Total
RO	119	-	278	25	422	1.440	-	1.246	2.313	1.333	2.101	-	1.248	5.198	1.599
AC	145	-	68	8	221	1.161	-	1.542	600	1.261	1.050	-	1.652	402	1.209
AM	224	-	92	-	316	1.585	-	1.214	-	1.497	1.100	-	1.745	-	1.253
RR	152	-	32	5	189	1.829	-	1.276	400	1.681	1.866	-	953	287	1.633
PA	99	40	297	32	468	1.791	1.350	677	365	951	1.387	1.036	1.057	1.320	1.127
AP	69	-	39	4	112	1.679	-	662	475	1.286	1.050	-	722	553	922
TO	101	-	304	76	481	2.093	-	808	340	1.112	1.769	-	824	1.603	1.076
MA	133	-	472	22	627	1.526	-	675	823	872	1.141	-	862	622	913
PI	252	-	502	3	757	1.857	-	856	808	1.152	2.548	-	2.258	107	2.306
CE	379	43	454	7	883	2.096	1.190	780	138	1.349	2.160	916	1.061	447	1.509
RN	288	-	416	65	769	2.079	-	798	489	1.283	1.663	-	852	748	1.163
PB	324	-	976	-	1.300	1.779	-	898	-	1.128	1.329	-	755	-	905
PE	215	204	317	28	764	1.944	1.547	913	252	1.341	1.522	1.316	665	455	1.064
AL	840	-	1.064	11	1.915	1.793	-	701	409	1.129	1.462	-	667	230	968

(continua)

(continuação)

Estado	Número de domicílios na amostra				Gasto médio com aluguel				Renda domiciliar média						
	Capital	RM sem capital	Interior urbano	Rural	Total	Capital	RM sem capital	Interior urbano	Rural	Total	Capital	RM sem capital	Interior urbano	Rural	Total
SE	260	-	297	17	574	1.815	-	659	481	1.088	1.281	-	641	294	850
BA	196	67	415	67	745	2.573	1.630	1.114	540	1.558	2.523	1.646	1.217	686	1.612
MG	138	131	898	89	1.256	2.863	1.477	1.566	985	1.685	2.164	1.364	1.496	1.188	1.547
ES	150	-	900	68	1.118	2.667	-	1.769	420	1.772	2.836	-	1.401	464	1.499
RJ	227	150	109	116	602	3.559	2.750	2.481	523	3.036	2.433	1.465	1.871	1.132	2.012
SP	304	163	397	209	1.073	3.569	2.384	2.158	1.717	2.592	2.819	1.243	1.527	1.259	1.844
PR	206	128	747	163	1.244	3.544	2.124	1.483	934	1.853	2.750	1.475	1.511	2.050	1.770
SC	38	-	729	22	789	4.671	-	2.044	730	2.138	3.485	-	1.648	685	1.712
RS	120	179	433	30	762	3.833	2.069	2.114	936	2.354	2.900	1.941	2.262	1.433	2.280
MS	456	-	873	21	1.350	1.836	-	1.466	555	1.579	1.692	-	1.291	602	1.417
MT	263	-	750	72	1.085	2.062	-	1.566	532	1.640	1.718	-	1.160	715	1.279
GO	422	-	763	45	1.230	2.370	-	1.202	654	1.574	2.196	-	1.047	913	1.416
DF	79	-	453	43	575	8.116	-	3.058	1.987	3.521	6.525	-	1.899	1.401	2.327
Total	6.199	1.105	13.075	1.248	21.627	2.951	2.178	1.644	998	2.041	1.891	1.644	1.249	2.289	1.514

## **AQUISIÇÃO E DESPESA COM BENS DURÁVEIS SEGUNDO AS POFs DE 1995-1996 E 2002-2003**

Beatriz Freire Bertasso

### **1 INTRODUÇÃO**

Este trabalho se propõe a observar o comportamento dos brasileiros metropolitanos como consumidores de bens duráveis, utilizando duas Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), na virada do século XXI.

Numa primeira aproximação, observa-se o perfil médio das famílias consumidoras de alguns daqueles bens, nos períodos de avaliação; e, numa segunda, são estabelecidas funções de probabilidade de aquisição e de consumo para averiguar, em linhas gerais, a cada período, o seu condicionamento por características das famílias. Considerações conjunturais e dados de posse dos bens vêm auxiliar na compreensão da evolução dos fatos.

A opção pela análise do consumo de duráveis se deve ao pouco conhecimento disponível sobre esse segmento do mercado consumidor e à sua importância na dinâmica econômica brasileira recente.

Dados do IBGE revelam que, no Brasil urbano de 2003, a proporção dos gastos com eletrodomésticos e com a aquisição de veículos no dispêndio global mensal das famílias era de 1,9% e 6,0%, respectivamente.

Em 1996 e 1988, para as nove grandes regiões metropolitanas (RMs) brasileiras, o município de Goiânia e o Distrito Federal, as proporções foram de 2,7% e 8,8% e 2,7% e 5,5%.<sup>1</sup> Esses percentuais refletem e causam movimentos não triviais na economia brasileira – tanto conjunturais quanto estruturais. Daí a necessidade de conhecer melhor seus condicionantes.

---

1. Banco de dados Sidra, do IBGE.

Estatísticas de desempenho da indústria brasileira – elaboradas pelo Instituto de Estudos para o Desenvolvimento Industrial (Iedi) – revelam a importância dos duráveis na dinâmica econômica brasileira entre meados dos anos 1990 e início do século XXI (IEDI, 2004). Dos 5,1% de crescimento da produção física da indústria de bens de consumo entre 1995 e 2003, 17,9% decorreram do incremento da produção de bens de consumo duráveis; e 1,9%, dos não-duráveis. O setor está longe de ser reconhecido por uma alta absorção de mão-de-obra.

Em 2003, quando a contribuição do consumo final das famílias no crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) foi negativa, a “fabricação de eletrodomésticos” e a “de automóveis, caminhonetas e utilitários” consumiram, de forma direta, apenas 2% da mão-de-obra ocupada na indústria brasileira.<sup>2</sup> Entre os ocupados em 31 de dezembro de 2003 nas empresas comerciais, 14% estavam em empresas sob as rubricas “comércio de veículos, peças e motocicletas” ou “comércio de eletrodomésticos e outros equipamentos de uso pessoal”<sup>3</sup> – que certamente não cobrem todos os pontos de venda daqueles bens.

No setor de serviços, cujo emaranhado de funções confunde, cerca de 4% dos ocupados na área não-financeira no final de 2003 eram absorvidos por empresas que se destinavam aos serviços de “manutenção e reparação de veículos” e aos de “manutenção e reparação de objetos pessoais e domésticos” – havendo, provavelmente, um grande contingente envolvido com o setor sob diversas outras rubricas.

Quem são os brasileiros que consomem duráveis e o que vem garantindo a predominância desses bens na dinâmica industrial? Essas são as perguntas que motivam o trabalho.

Depois desta breve introdução, o texto segue com uma apresentação ampla das POFs utilizadas e o método de estimação do consumo de duráveis; com a apresentação das variáveis tidas como explicativas da aquisição e da despesa; com a apresentação dos agregados de duráveis explorados e o comportamento mais geral do seu consumo; e só então são apresentados os resultados obtidos na análise da aquisição e do nível de despesa com os bens. Caberão, então, apenas alguns últimos comentários numa sexta e última seção.

## 2 BASE DE DADOS E MÉTODO

São duas as POFs do IBGE aqui exploradas. A primeira reuniu informações de 16.060 famílias das RMs de Belém, Recife, Fortaleza, Salvador, Belo Horizonte,

2. Dados da Pesquisa Industrial Anual-Empresa (PIA-Empresa), do IBGE.

3. Dados da Pesquisa Anual do Comércio (PAC), do IBGE.

Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, além das áreas urbanas de Brasília-DF e Goiânia, entre outubro de 1995 e setembro de 1996 (POF de 1995-1996), representando, na população, 12.544.069 famílias e 46.393.223 pessoas. Desse universo, apenas 12.525.090 famílias (46.312.486 pessoas) foram identificadas como pertinentes ao estudo,<sup>4</sup> e a data de referência para os valores monetários da pesquisa é 15 de setembro de 1996.

A segunda, realizada entre julho de 2002 e junho de 2003 (POF de 2002-2003), investigou, entre outras, os hábitos de consumo dos brasileiros em geral. Na população seriam 48.534.638 famílias, das quais somente 15.653.706 estariam na área equivalente à da pesquisa anterior (as nove RMs, mais as áreas urbanas de Brasília-DF e Goiânia) e 15.321.182 apresentaram as informações necessárias para a avaliação aqui proposta.<sup>5</sup> Os valores monetários obtidos na pesquisa de campo foram atualizados para 15 de janeiro de 2003.

Entre outubro de 1996 e janeiro de 2003, meses de referência dos valores monetários das pesquisas, a inflação média apurada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) foi de 58,7% – dado aplicado linearmente sobre todos os valores aqui apresentados.

No caso específico de bens duráveis, o levantamento de dados de consumo das pesquisas remete a períodos de avaliação diferentes. A POF de 1995-1996 questionou acerca das aquisições feitas nos seis meses anteriores à pesquisa (inclusive o mês em que ela foi realizada), apresentando o comportamento do consumidor de maio de 1995 a setembro de 1996 – período que coincidiu com a consolidação do real no Brasil. A POF de 2002-2003 ampliou esse período para 12 meses e apresentou o comportamento do consumidor de agosto de 2001 a junho de 2003.

Vale destacar, ainda, que os dados de gasto médio mensal das famílias com os bens duráveis não podem ser tomados como de preços pagos por esses produtos. O registro do IBGE reflete o valor efetivamente pago pelas famílias nos meses avaliados, independentemente de o financiamento ter ido além ou ficado aquém do período coberto pelo questionário aplicado. É claro que, ao ampliar o período de cobertura das informações de aquisição e despesa, a nova pesquisa provavelmente trouxe o valor médio despendido com bens financiados para mais perto do valor integral deles.

4. A amostra utilizada foi de 16.015 famílias. Foram eliminadas aquelas que não declararam as idades dos seus componentes (2), o nível de instrução da pessoa de referência (28) e as que não apresentaram nenhuma despesa monetária.

5. Da amostra de 7.245 famílias, 7.076 permaneceram após a eliminação dos questionários sem as informações essenciais.

Os cenários que cercaram uma e outra pesquisa foram bastante diversos. Em 1995-1996 havia otimismo do consumidor. Ainda que as dificuldades de consolidação do real fossem aparecendo com o tempo (crise mexicana e seus rescaldos, inadimplência, crise dos bancos etc.), trata-se de um período em que a massa real de rendimentos foi crescente e a reativação do crédito ao consumo ampliou as possibilidades do consumidor médio, que se via face a face com um mercado cheio de novos produtos – boa parte importados, a preços muito competitivos devido à valorização cambial.

Em 2002-2003, a conjuntura foi bem menos acolhedora para os consumidores. Depois de anos de “crise administrada”, em que a restrição monetária foi o instrumento de última instância, veio a desvalorização cambial em janeiro de 1999. Seguiram-se o “apagão” de 2001 e a acirrada disputa presidencial de 2002. No cenário externo, os atentados de 11 de setembro de 2001 e a alta do petróleo deixavam o horizonte confuso. No Brasil, o alto patamar de desemprego e a inflação, atizada pela desvalorização cambial, derrubavam os salários reais e desafiavam as autoridades monetárias, que elevavam as taxas de juros nominais e viam as taxas reais caírem devido à alta de preços no mercado interno.

Segundo a pesquisa de consumo do Programa de Administração de Varejo (Provar), da Fundação Instituto de Administração (FIA), entidade conveniada à Faculdade de Economia e Contabilidade (FEA) da Universidade de São Paulo (USP), a *intenção de compra* dos paulistanos variou entre 0,5% e 0,7% para os automóveis e 6,2% e 9,3% para os eletroeletrônicos nos trimestres entre agosto de 2002 e julho de 2003<sup>6</sup> – que, segundo declarações do diretor do instituto, no final de 2002, eram níveis historicamente deprimidos (MATTOS, 2002).

Neste estudo, na análise estatística mais refinada, é adotado o procedimento de Heckman (1979) para a estimação do gasto.

O formato das POFs visa à compreensão do comportamento médio das unidades de consumo, e não do individual. Quando o pesquisador se propõe a avaliar o comportamento de cada unidade de consumo, convém levar em conta o problema da seletividade amostral – qual seja, nem sempre a “não-aquisição” apontada no período decorre do não-consumo (BERTASSO, 2000).

Assim, para cada agregado, com base no método de estimação em dois estágios (GREENE, 2000, p. 930), estabelece-se uma regressão de *probit* para a população como um todo, estimando a probabilidade de aquisição em função das características

6. O Provar iniciou em outubro de 1999 uma série de pesquisas sobre as expectativas de consumo na cidade de São Paulo ([http://www.provar.org/pesquisas/trimestrais\\_cons.htm](http://www.provar.org/pesquisas/trimestrais_cons.htm)).

das pessoas, suas famílias e seus domicílios, e só então são estimadas as funções de consumo em si, para aqueles que realmente adquiriram o bem – levando-se em conta as variáveis que determinam objetivamente o nível de dispêndio, como a renda familiar *per capita*, o crédito e a existência do mercado de produtos usados (segunda mão), e uma variável auxiliar, resultante da estimação da probabilidade de aquisição.

A forma funcional da função consumo a ser estimada pelo procedimento de Heckman será a duplo-logarítmica (ou, como é mais conhecida, a *log-log*), à qual serão incorporadas as demais variáveis explicativas. Sua especificação estocástica é dada por:

$$\ln c_b = \alpha + \beta_1 \ln y_b + \sum_{r=1}^k \beta_r d_{br} + \beta_\lambda \lambda_b + u_b$$

Nesse modelo, o logaritmo do dispêndio *per capita* com o *i*-ésimo produto alimentar, pelo consumidor da *h*-ésima família ( $\ln c_{ij}$ ), é uma função do logaritmo da renda familiar *per capita* ( $\ln y_b$ ), das *k* variáveis socioeconômicas associadas à sua família ( $d_{br}$ ) e da variável auxiliar ( $\lambda$ ) – inverso da razão de Mills –, mais um desvio ( $u_b$ ).

### 3 VARIÁVEIS EXPLANATÓRIAS DA PROBABILIDADE DE AQUISIÇÃO E DO NÍVEL DE GASTO

Como pode ser observado no quadro 1, são 17 as variáveis utilizadas no estudo como determinantes da probabilidade de aquisição dos produtos em análise e/ou do nível de gasto com esses bens.

A mais importante delas na determinação tanto da probabilidade de aquisição como do nível de dispêndio é, sem dúvida, afóra os preços, a renda *per capita*. É ela que, numa economia monetizada, determina o acesso aos bens.

Aqui, essa variável é representada pelo desembolso global médio mensal familiar *per capita* e, nas regressões, é empregado o seu logaritmo, uma vez que a distribuição da variável é fortemente concentrada à esquerda (apresentando uma distribuição aproximadamente *log-normal*). Seu nome é DESPESAP e, na forma logarítmica, LNDESP.

O desembolso global familiar é o total de gastos efetuados pela família com a aquisição de bens e serviços de qualquer espécie e natureza, incluindo não apenas

QUADRO 1

**Variáveis explanatórias da probabilidade de aquisição e do nível de despesa**

DESPESAP (LNDESP)	(Logaritmo neperiano do) Desembolso global médio mensal familiar <i>per capita</i>
TAMANHO	(Logaritmo neperiano do) Tamanho da família
FAIXAE1	Proporção de crianças (0 a 10 anos de idade, inclusive)
FAIXAE2	Proporção de adolescentes (a partir de 10 a 20 anos de idade)
FAIXAE3	Proporção de jovens (a partir de 20 a 30 anos de idade, inclusive)
FAIXAE4	Proporção de adultos (a partir de 30 a 60 anos de idade, inclusive)
FAIXAE5	Proporção de idosos (mais de 60 anos)
SEXOCHEF	Sexo da pessoa de referência da família (0 para homem e 1 para mulher)
INSTRCHF	Nível de instrução da pessoa de referência da família
JORNREV	Despesa com jornais e revistas
CRED	Posse de cartão de crédito e/ou cheque especial por algum membro da família (0 para não possui e 1 para possui)
SUDESTE	Variável binária para Rio de Janeiro, Belo Horizonte e São Paulo
SUL	Variável binária para Porto Alegre e Curitiba
COESTE	Variável binária para Brasília-DF e Goiânia
NORDESTE	Variável binária para Recife, Belém, Fortaleza e Salvador
FORMA	Forma de aquisição (0 para à vista ou ignorado <sup>a</sup> ; 1 para a prazo)
ESTPROD	Estado do produto (0 para usado ou ignorado; 1 para novo)

<sup>a</sup> Para a POF de 2002-2003, inclui as categorias doação, retirada de negócio e troca.

as despesas correntes, mas também o aumento do ativo e a diminuição do passivo (IBGE, 1997, p. 22).

Tal variável foi utilizada como *proxy* da renda por estar menos sujeita a distorções como as “sub” ou “super” declarações e é apresentada na forma mensal *per capita* – os dados anuais apresentados pelo IBGE foram mensalizados e divididos pelo número de pessoas da família. O rendimento familiar mensal médio *per capita* da população – como a variável será chamada daqui por diante – em valores de janeiro de 2003, ponderando pelo produto do fator de expansão dos domicílios fornecido pelo IBGE e do número de pessoas da família, seria de R\$ 599,52 para 1995-1996 e de R\$ 696,56 para 2002-2003.

Para a determinação da probabilidade de aquisição dos bens, são explorados, ainda, alguns dados familiares e domiciliares.



O tamanho das famílias – ou seja, o número de pessoas que as compõem –, a sua estrutura etária, o sexo e o nível de instrução das pessoas de referência são alguns dados disponíveis nas POFs para as famílias que são explorados como explicativos da probabilidade de aquisição de duráveis. A localização geográfica dos domicílios também é levada em consideração no cálculo daquela probabilidade.

Além delas, testou-se também a influência da origem do rendimento da pessoa de referência (o chefe) da família sobre a probabilidade de aquisição de duráveis, assim como diversas características dos domicílios – condições de propriedade, condições estruturais (material estrutural e condições sanitárias), de conforto (densidade de moradores) e a existência de empregados domésticos – mas, de forma geral, verificou-se que pouco contribuíam para a explicação daquela probabilidade.

O tamanho das famílias é empregado nas regressões, assim como a renda, na forma de logaritmo, e o nome da variável é TAMANHO. O número médio de pessoas por família diminuiu de 3,70 para 3,47 pessoas entre as duas POFs.

A composição etária das famílias é explorada segundo o estabelecimento de faixas de idade: a proporção de crianças de 0 a 10 anos (FAIXAE1), de adolescentes de mais de 10 a 20 anos (FAIXAE2), de adultos de mais de 20 a 30 anos (FAIXAE3), de mais de 30 a 60 anos (FAIXAE4) e mais de 60 anos (FAIXAE5).

Entre as POFs, a proporção de crianças, adolescentes e adultos de mais de 60 anos nas famílias diminuiu nas RMs em favor do incremento das faixas centrais – sobretudo da de adultos de mais de 30 a 60 anos.<sup>7</sup>

A faixa etária mais freqüente nas famílias – de adultos de mais de 30 a 60 anos – foi estabelecida como base.

O sexo do chefe da família é outra variável a ser explorada e é representada nas regressões de *probits* pela variável binária SEXOCHEF, que tem como base (valor zero) as pessoas de referência do sexo masculino. As famílias metropolitanas

7. Proporção de pessoas nas faixas etárias apresentadas

(Em %)

POFs	FAIXAE1	FAIXAE2	FAIXAE3	FAIXAE4	FAIXAE5
1995-1996	16,9	16,7	18,0	36,2	12,1
2002-2003	15,4	16,1	18,7	39,4	10,4

É importante salientar que a segunda pesquisa (2002-2003) trouxe um detalhamento maior das informações relacionadas à idade dos moradores (criaram-se campos específicos para dia, mês e ano de nascimento, com regras específicas de imputação em caso de desconhecimento da informação precisa), evitando a perda de informação para as RMs – o que ocorreu na POF de 1995-1996. Talvez daí decorra grande parte da diferença observada na proporção de pessoas de 60 anos ou mais nas duas investigações.

brasileiras ainda são preponderantemente chefiadas por homens, mas em proporção cada vez menor: foi de 74,8% em 1995-1996 e passou para 68,5% em 2002-2003.

O nível de instrução da pessoa de referência da família é representado nas regressões pela variável INSTRCHF, que sistematiza as informações do IBGE de grau de formação escolar das pessoas, estabelecendo uma classificação que varia de 1 a 5: 1, sem instrução; 2, cursou até a oitava série do primeiro grau ou ensino fundamental (inclusive); 3, cursou até a terceira série do segundo grau ou ensino médio (inclusive); 4, superior (completo/incompleto) e especialização superior; 5, mestrado e ou/doutorado completo.

Segundo essa classificação, as pessoas de referência nas famílias teriam elevado seu grau de formação escolar. Apesar da melhora, a formação média ainda seria majoritariamente fundamental, com índice médio de 2,39 em 1995-1996 e de 2,54 em 2002-2003.

O número de chefes de família da região explorada sem instrução caiu de 8,9% para 5,4%, o dos que completaram o primeiro grau recuou de 57,7% para 53,5%, o dos que terminaram o segundo grau passou de 19,0% para 24,3%, e o dos que têm o terceiro grau incompleto ou mais subiu de 13,6% para 15,8%. A parcela de chefes de família com mestrado ou doutorado passou de 0,7% para 1,1%.

A localização geográfica dos domicílios das famílias é representada pelo conjunto de quatro variáveis binárias que reúnem as RMs e os municípios avaliados pela POF: SUDESTE (Rio de Janeiro, Belo Horizonte e São Paulo); SUL (Porto Alegre e Curitiba) COESTE (Brasília-DF e Goiânia); e NORDESTE (Recife, Belém, Fortaleza e Salvador). Nas regressões de *probits*, a variável SUDESTE – a mais freqüente – é suprimida.

Na pesquisa dos anos 1990, 65,3% das famílias analisadas pertenciam à região Sudeste (SUDESTE), 12,1% à região Sul (SUL), 5,6% à região Centro-Oeste (COESTE) e 17,0% à região Nordeste (NORDESTE). Em 2002-2003, esses percentuais eram de 62,9%, 12,2%, 5,9% e 18,9%, respectivamente.

Exploram-se, ainda, como fatores determinantes da probabilidade de aquisição dos bens duráveis o efeito da aquisição de jornais e/ou revistas pelas famílias<sup>8</sup> (variável JORNREV) e seu acesso ao crédito de forma mais geral (variável CRED).

A proporção média de famílias que adquiriram jornais e/ou revistas no período de referência do IBGE na pesquisa de 1995-1996 foi de 22,4% e na de 2002-2003 foi de 19,9%. Em 1995-1996, 37,3% das famílias tinham pelo menos

8. Quem adquiriu ao menos um exemplar na semana de entrevista do IBGE.

uma pessoa que possuía cheque especial e/ou cartão de crédito. Em 2002-2003, esse percentual chegou a 50,6%.

Para a determinação do nível de despesa dos bens duráveis considerou-se não apenas a renda como variável determinante, mas também a forma de aquisição (se à vista ou a prazo) e o estado do produto (se novo ou de segunda mão).

A variável FORMA é uma binária cuja base é a compra a vista, e a ESTPROD determina se o produto é usado (valor 0 – a base, portanto) ou novo (valor 1).

Os valores médios dessas variáveis mudam conforme o produto consumido, e serão mais explorados adiante, quando forem apresentados os agregados de produtos analisados.

De qualquer forma, é importante assinalar que foi imputado a cada família um comportamento-padrão. Se houve uma única compra a prazo entre outras de bens de um agregado, o valor integral da despesa com o agregado estará associado à utilização de financiamento; de forma semelhante, se um bem do agregado foi adquirido “usado”, o valor total despendido com o agregado será computado como compras no mercado secundário.

Adotado esse critério, admite-se que quanto maior o nível de agregação, maior a chance de distorção da realidade: devem ser poucos os casos de famílias que adquiriram dois carros, duas motos, duas máquinas de lavar roupa etc., no período de investigação das POFs, fazendo supor que as condições de aquisição – se à vista ou financiado, se usado ou novo – devem corresponder à realidade. No caso do agregado de eletroeletrônicos (AGREG), por outro lado, isso é menos verdade: uma família pode ter comprado um aparelho de som a prazo e um liquidificador à vista, mas, no gasto total dessa família, constará a informação de que ela financia suas aquisições.

De forma geral, então, as regressões de *probits* contarão com 13 variáveis explicativas (DESPESAP, TAMANHO, FAIXAE1, FAIXAE2, FAIXAE3, FAIXAE5, SEXOCHEF, INSTRCHEF, JORNREV, CRED, SUL, COESTE, NORDESTE) e as funções consumo com 3 (LNDESP, FORMA, ESTPROD) – mais a variável auxiliar do método de estimação em dois estágios.

Para facilitar a leitura dos resultados das regressões e das estatísticas mais gerais que seguem no texto, o quadro 2 apresenta os nomes das variáveis que representam o dispêndio (a aquisição) e a posse de eletroeletrônicos (dados de estoque) pelas famílias. Apresenta ainda o nome das variáveis binárias que estabelecem apenas se houve (valor 1) ou não (valor 0) a aquisição dos bens duráveis, independentemente do valor despendido com eles.

QUADRO 2

**Bens duráveis: nomes das variáveis que representam o dispêndio e a posse de eletroeletrônicos pelas famílias**

Agregado	Dispêndio	Posse	Binária que determina a aquisição
Automóveis	AUTO	AUTOE	AUTOB
Motocicletas	MOTO	MOTOE	MOTOB
Eletrodomésticos e eletroeletrônicos	AGREG	AGREGE	AGREGB
Pequenos eletrodomésticos	PQ	PQE	PQB
Refrigerador/ <i>freezer</i>	REFRIG	REFRIGE	REFRIGB
Máquina de lavar roupa	MLAV	MLAVE	MLAVB
Microcomputador/impressora	MICRO	MICROE	MICROB
TV	TV	TVE	TVB
Videocassete	VIDEO	VIDEOE	VIDEOB
DVD	DVD	DVDE	DVDB

**4 AQUISIÇÃO, GASTO E ESTOQUE DE BENS DURÁVEIS ENTRE AS POFS DE 1995-1996 E DE 2002-2003**

A tabela 1 traz informações sobre a aquisição e o gasto com os bens duráveis explorados – (agregados de veículos e de eletroeletrônicos) – inclusive segundo a forma preponderante de pagamento e do estado dos produtos adquiridos nos dois períodos. São apresentados o número de famílias consumidoras, o nível médio de instrução dos chefes dessas famílias, o rendimento médio familiar mensal *per capita* dos consumidores, o gasto familiar médio mensal com os bens e o acesso mais geral das famílias ao crédito.

A tabela 2 indica a posse de bens duráveis pelas famílias da população em geral.<sup>9, 10</sup>

Para que não se perca a qualidade da interpretação das informações, os grandes movimentos conjunturais e as mudanças estruturais do sistema econômico permeiam a leitura dos dados.

9. Por não haver distinção entre o bem que a família possui por tê-lo adquirido no período de investigação ou o que já possuía anteriormente, é difícil avaliar a relação da preexistência de alguns bens e a aquisição de outros ou mesmo na reposição/atualização tecnológica do mesmo item de consumo.

10. Os dados de estoque aqui apresentados referem-se ao simples registro da existência ou não dos bens duráveis nos domicílios, não se atendo à quantidade do bem existente dentro das unidades de consumo.

TABELA 1  
**Famílias consumidoras, nível de instrução do chefe, rendimento médio *per capita*, dispêndio médio com o bem durável, acesso ao crédito de forma mais geral e aquisição, segundo a forma e o estado do produto<sup>a</sup>**

Subamostras	POF de 1995-1996 <sup>b</sup>				POF de 2002-2003					
	Quem adquiriu	À vista	A prazo	Novo	Usado	Quem adquiriu	À vista	A prazo	Novo	Usado
População total										
Famílias <sup>c</sup>			12.525					15.321		
INSTRCHF			2,39					3,47		
DESPESAP (R\$)			599,52					696,56		
CRED (%)			37,3					50,60		
Automóvel										
Famílias <sup>c</sup>	1.135	629	505	405	730	2.252	995	1.257	694	1.558
INSTRCHF	2,9	2,9	2,9	3,3	2,7	3,0	3,0	3,0	3,5	2,8
AUTO	2.003,38	2.337,68	1.587,10	3.133,16	1.376,58	856,39	962,39	772,50	1.443,97	594,69
DESPESAP	1.652,39	1.806,27	1.469,92	2.627,13	1.162,76	1.402,52	1.473,33	1.347,56	2.264,86	1.044,63
CRED (%)	67,2	68,0	66,3	87,6	55,9	76,7	71,8	80,6	91,6	70,1
Motocideta										
Famílias <sup>c</sup>	103	51	52	46	57	390	189	201	153	237
INSTRCHF	2,6	2,6	2,5	2,9	2,3	2,5	2,5	2,5	2,6	2,4

(continua)

(continuação)

Subamostras	POF de 1995-1996 <sup>b</sup>					POF de 2002-2003				
	Quem adquiriu	À vista	A prazo	Novo	Usado	Quem adquiriu	À vista	A prazo	Novo	Usado
MOTO	586,64	771,65	406,33	607,85	569,64	233,29	236,54	230,24	252,39	220,96
DESPESAP	1.043,84	1.169,69	931,25	1.483,35	713,39	658,24	717,97	609,46	709,96	627,05
CRED (%)	51,7	51,6	51,7	67,5	39,0	57,4	54,9	59,8	63,2	53,7
Agregado <sup>d</sup>										
Famílias <sup>c</sup>	6.599	3.089	3.509	6.240	358	10.450	4.839	5.611	9.436	1.015
INSTRCHF	2,4	2,5	2,4	2,5	2,0	2,6	2,6	2,6	2,6	2,2
AGREG	112,56	82,02	139,45	117,04	34,61	64,48	35,96	89,08	69,36	19,17
DESPESAP	676,73	785,88	584,32	699,90	298,88	752,60	763,11	743,91	808,39	287,34
CRED (%)	43,8	45,5	42,2	45,1	20,6	55,6	51,5	59,1	58,2	31,3
Pequenos eletrodomésticos <sup>e</sup>										
Famílias <sup>c</sup>	1.849	1.451	398	1.794	56	2.891	2.073	818	2.627	264
INSTRCHF	2,6	2,6	2,4	2,6	2,0	2,7	2,8	2,6	2,8	2,2
PQ	19,04	15,28	32,76	19,43	6,60	9,38	7,85	13,25	9,93	3,88
DESPESAP	802,99	847,09	641,38	821,70	257,01	897,63	992,90	672,61	961,36	358,96
CRED (%)	49,3	49,0	50,5	50,2	20,5	60,1	59,5	61,5	62,8	32,5

(continua)

Subamostras	POF de 1995-1996 <sup>b</sup>					POF de 2002-2003				
	Quem adquiriu	À vista	A prazo	Novo	Usado	Quem adquiriu	À vista	A prazo	Novo	Usado
<i>Refrigerador/freezer</i>										
Famílias <sup>c</sup>	765	271	493	631	134	1.677	686	991	1.171	506
INSTRCHF	2,3	2,4	2,2	2,4	2,0	2,5	2,5	2,5	2,6	2,3
RFRIG	124,63	130,37	121,47	140,01	52,12	58,54	44,61	68,19	74,76	20,98
DESPESAP	592,27	812,10	477,13	651,06	326,98	734,49	704,01	756,42	890,67	413,17
CRED (%)	36,1	39,7	34,2	39,2	21,3	53,1	47,6	56,9	60,4	36,1
<i>Máquina de lavar roupa</i>										
Famílias <sup>c</sup>	456	127	329	425	30	1.049	393	656	857	192
INSTRCHF	2,3	2,4	2,3	2,3	2,0	2,6	2,7	2,6	2,7	2,2
MLAV	97,59	111,48	92,23	100,90	51,15	54,16	52,04	55,43	58,90	32,96
DESPESAP	619,70	830,66	554,08	593,95	978,03	865,22	898,04	846,14	949,18	510,22
CRED (%)	47,4	48,9	46,8	49,0	24,4	59,4	54,2	62,6	62,5	45,7
<i>Microcomputador</i>										
Famílias <sup>c</sup>	217	103	115	199	18	743	301	442	568	176
INSTRCHF	3,4	3,3	3,4	3,4	2,9	3,2	3,4	3,0	3,3	2,7

(continua)

(continuação)

Subamostras	POF de 1995-1996 <sup>b</sup>					POF de 2002-2003				
	Quem adquiriu	À vista	A prazo	Novo	Usado	Quem adquiriu	À vista	A prazo	Novo	Usado
MICRO	496,22	507,59	486,04	515,60	284,07	152,39	144,25	157,94	175,77	76,80
DESPESAP	1.756,41	1.910,19	1.625,28	1.848,09	890,36	1.455,54	1.843,03	1.207,57	1.658,49	839,86
CRED (%)	79,5	81,9	77,3	81,1	61,1	79,4	76,8	81,2	81,9	71,5
Aparelho televisor										
Famílias <sup>c</sup>	1.653	565	1.087	1.496	157	2.161	928	1.233	1.610	551
INSTRCHF	2,4	2,5	2,3	2,4	2,0	2,6	2,6	2,7	2,7	2,2
TV	88,93	86,47	90,20	94,03	40,24	50,70	38,15	60,15	61,32	19,66
DESPESAP	625,61	777,54	546,84	663,04	309,52	822,52	806,08	834,77	988,80	406,07
CRED (%)	41,2	40,5	41,6	43,3	20,9	56,2	51,4	59,8	62,5	37,6
Videocassete										
Famílias <sup>c</sup>	546	234	312	499	47	627	320	307	385	242
INSTRCHF	2,6	2,8	2,5	2,7	2,4	2,6	2,7	2,5	2,7	2,3
VIDEO	88,58	97,26	82,05	91,66	55,96	27,41	23,81	31,16	34,12	16,70
DESPESAP	871,50	1.177,89	667,10	912,74	499,50	792,44	903,94	681,07	1.020,63	447,97
CRED (%)	54,2	62,2	48,2	55,4	41,6	56,0	58,7	53,1	65,3	41,2

(continua)



Subamostras	POF de 1995-1996 <sup>b</sup>				POF de 2002-2003					
	Quem adquiriu	À vista	A prazo	Novo	Usado	Quem adquiriu	À vista	A prazo	Novo	Usado
DVD										
Famílias <sup>c</sup>	579	236	343	566	13					
INSTRCHF	3,3	3,4	3,2	3,3	2,6					
DVD	48,94	47,55	49,89	49,62	19,65					
DESPESAP	1.854,93	2.084,00	1.719,36	1.866,31	985,17					
CRED (%)	85,8	82,3	88,2	87,4	16,0					

Fonte: IBGE. Microdados das POFs de 1995-1996 e de 2002-2003. Elaboração da autora.

<sup>a</sup> Despêndio médio familiar mensal e rendimento médio familiar *per capita* segundo cada subpopulação: dos que compraram à vista ou a prazo, dos que adquiriram produtos novos ou usados.

<sup>b</sup> Valores monetários inflacionados pelo INPC para janeiro de 2003.

<sup>c</sup> Militares.

<sup>d</sup> Corresponde às despesas com eletrodomésticos, equipamentos do lar e som e TV.

<sup>e</sup> Agregado que reúne os gastos com batedeira de bolo, cafeteira elétrica, espremedor de frutas elétrico, faca elétrica, *grill*, liquidificador, máquina de moer carne, purificador de água, torradeira elétrica, aspirador de pó, enceradeira, ferro elétrico, processador de alimentos e vaporeto.

TABELA 2  
**Posse de bens duráveis pelas famílias**

	1995-1996		2002-2003	
	Famílias que possuem	%	Famílias que possuem	%
Número total de famílias	12.525.090		15.321.182	
Veículos				
Automóvel	4.448.193	35,5	5.445.071	35,5
Motocicleta	348.547	2,8	582.822	3,8
Eletroeletrônicos				
Agregado <sup>a</sup>	12.479.330	99,6	15.317.972	100,0
Pequenos eletrodomésticos <sup>b</sup>	11.985.508	95,7	14.744.822	96,2
Refrigerador/freezer	11.461.258	91,5	14.620.441	95,4
Máquina de lavar roupa	5.842.922	46,6	7.953.049	51,9
Microcomputador <sup>c</sup>	870.062	6,9	3.277.728	21,4
Aparelho televisor	11.806.118	94,3	14.565.770	95,1
Videocassete	4.740.533	37,8	7.221.390	47,1
DVD			1.003.177	6,5

Fonte: IBGE- Microdados das POFs de 1995-1996 e de 2002-2003. Elaboração da autora.

<sup>a</sup> Corresponde ao estoque de eletrodomésticos, equipamentos do lar e som e TV, mas numa versão mais restrita que a apresentada no conjunto de despesas.

<sup>b</sup> Refere-se a um conjunto menor de pequenos eletrodomésticos: batedeira de bolo, liquidificador, purificador de água, torradeira elétrica, aspirador de pó, enceradeira, ferro elétrico.

<sup>c</sup> Não há nos dados de inventário o item impressoras.

Pelos dados da tabela 1 é possível identificar algumas informações interessantes para a avaliação do mercado de duráveis nos sete anos que distanciam as duas POFs:

a) A despeito da conjuntura menos favorável, uma *proporção maior de famílias adquiriu bens duráveis* na segunda pesquisa, com destaque para as motocicletas e os microcomputadores. A única queda observada foi das aquisições de aparelhos de videocassete – produto de tecnologia relativamente ultrapassada no período do segundo levantamento.

b) Ainda que a expansão das vendas, em termos absolutos, tenha sido generalizada, *comprova-se com maior frequência à vista* em 2002-2003 do que na pesquisa anterior – excetuando-se os automóveis, os pequenos eletrodomésticos e os microcomputadores.

c) *A proporção de compras de bens usados se elevou para todos os agregados analisados – mais no mercado de eletrodomésticos do que no de veículos, e com especial peso para os aparelhos de videocassete.*

d) *O gasto médio familiar real com os diferentes bens duráveis diminuiu, e a queda do dispêndio médio foi mais acentuada para os bens adquiridos à vista do que a prazo – com exceção dos pequenos eletrodomésticos.*

e) *Na maioria dos casos, a elevação do rendimento médio mensal familiar per capita das famílias que adquiriram duráveis foi inferior ao observado para a média da população.*

f) *Houve queda absoluta do rendimento médio real per capita para as famílias adquirentes dos bens que apresentaram maior queda proporcional de dispêndio familiar.*

A primeira observação – de que *a proporção de famílias adquirindo duráveis se elevou* – é comprometida pela mudança metodológica da POF de 2002-2003, que ampliou o período de registro de aquisições. Ainda assim, dado o cenário econômico, é possível afirmar que o mercado de duráveis se manteve bastante dinâmico no Brasil metropolitano.<sup>11</sup>

Associando-se as informações de *menor proporção de compras a crédito* e de *queda menos acentuada dos dispêndios com os bens adquiridos a prazo do que à vista* entre os períodos, pode-se inferir que a redução relativamente menor do custo do crédito em relação aos preços dos bens impediu uma demanda (e mesmo oferta) mais vigorosa por esse instrumento.

As exceções – os bens que tiveram ampliada a proporção de aquisições financiadas – podem decorrer de condições específicas: *a)* a elevação da proporção de compras a prazo dos automóveis pode ter decorrido da existência de um canal próprio de financiamento que permite uma certa estabilidade de oferta de crédito, ainda que em conjunturas desfavoráveis – os bancos das próprias montadoras – ;<sup>12</sup> *b)* o número de vendas financiadas de pequenos eletrodomésticos – bens de menor proporção relativa de compras financiadas, em ambos os períodos – pode ter sido elevado estrategicamente pelos comerciantes para contornar a contração conjuntural das vendas e

11. Numa análise da indústria de eletrônicos de consumo, Gutierrez e Alexandre (2003) dizem que, após a bolha de consumo posterior ao Plano Real, o segmento de eletrônicos de consumo estaria voltando aos níveis de produção do início da década de 1990. Numa realidade de reversão dos déficits comerciais do setor, isso sinalizaria uma estabilidade de oferta decorrente da demanda contida pelo baixo crescimento econômico e contingenciamento do crédito.

12. A Associação Nacional das Empresas Financeiras das Montadoras (Anef) divulgou que, em 2004, 63% dos financiamentos de autoveículos e 46% dos de motocicletas tinham se dado através de seus associados (<http://www.anef.com.br/imprensa/Release%20Balanco%2020041.doc>), e mostrou que as taxas de juros prefixadas praticadas por seus associados para financiamentos e *leasing* são persistentemente menores que as cobradas pelo mercado desde 1999, ano inicial da série avaliada (<http://www.anef.com.br/estatisticas.html>).

mesmo pela maior dinâmica do mercado secundário, fazendo com que os bens arrestados devido à inadimplência apresentassem algum valor; e c) a evolução do crédito no mercado de microcomputadores/impressoras pode ser mera decorrência da consolidação do mercado do produto (em 1995-1996 eram poucas as observações de aquisição e baixa a proporção de famílias que contavam com o aparelho).

Não é possível descartar, numa primeira aproximação, a possibilidade de substituição, em algum grau, do crédito direto ao consumo por modalidades de pagamento como os cheques pré-datados e o parcelamento em cartões de crédito, já que houve um acesso bem mais amplo a esses instrumentos de crédito em 2002-2003 que em 1995-1996.

A incorporação das aquisições não-monetárias na POF de 2002-2003, por sua vez, deve explicar grande parte do *incremento das operações de compra de bens de segunda mão* (bens usados) – os bens ora contemplados sob as rubricas “doação”, “retirada de negócio”, “troca”, “produção própria” podiam, ou não, estar contemplados na categoria “outras formas de aquisição” da POF de 1995-1996. Não cabe desconsiderar, entretanto, a ampliação e o amadurecimento desses mercados, já que seu maior crescimento teria se dado para os eletroeletrônicos e não entre os veículos, que contavam com um mercado de usados fortemente estabelecido.

A proporção de aquisições de aparelhos de videocassete usados em 2002-2003 é superior à verificada para os demais eletrodomésticos. Ainda que 76% das famílias que adquiriram aparelhos de DVD no período tenham declarado possuir ao menos um aparelho de videocassete, seria possível imaginar que parte do dinamismo do mercado secundário de videocassete poderia advir do descarte do bem por aqueles que adquiriram aparelhos de DVD, lançados entre 1998 e 1999 no mercado brasileiro?<sup>13</sup>

Nesse sentido, é possível questionar se o mercado secundário de aparelhos tecnologicamente defasados (videocassetes) não seria funcional à atualização tecnológica dos duráveis pelas famílias de classe média (aparelhos de DVD), uma vez que a venda dos primeiros garantiria “recursos disponíveis” para a aquisição dos segundos.

No caso específico aqui apontado, os dados mostram que as famílias que adquiriram aparelhos de DVD entre agosto de 2001 e junho de 2003 e declararam possuir ao menos um aparelho de videocassete (estoque) contavam com rendimento familiar mensal *per capita* de R\$ 1.968,20. As que não tinham o aparelho

13. A contabilização de unidades vendidas pela indústria brasileira data de 1999 ([http://www.eletros.org.br/\\_historico\\_de\\_vendas\\_industriais.htm](http://www.eletros.org.br/_historico_de_vendas_industriais.htm)).

tecnologicamente defasado e adquiriram um aparelho de DVD apresentaram rendimento *per capita* de R\$ 1.478,67. Constatou-se também que a idade média do chefe de família do primeiro grupo era ligeiramente inferior à do segundo, o que descarta, em parte, a possibilidade de o segundo grupo diferenciar-se do primeiro pelo fato de as famílias estarem ainda em formação (famílias mais jovens).

*A queda observada no nível de gasto médio mensal das pessoas com bens duráveis* deve decorrer de fatores como o ajuste favorável de preços relativos, a ampliação dos prazos de parcelamento dos bens financiados e o aprofundamento do mercado de produtos usados nos sete anos decorridos. Não é possível desconsiderar a possibilidade de, em alguns casos, as pessoas terem adquirido os bens mais “baratos” (menos sofisticados) dos agregados, já que a conjuntura era bem menos favorável em 2002-2003.

Como já salientado, a opacidade dos dados agregados muitas vezes prejudica a sua interpretação.

Ainda tratando da queda no gasto médio, o bem que apresentou menor redução de despesa familiar mensal entre as POFs – excetuando-se o agregado de eletroeletrônicos – foi o aparelho televisor.

O grupo de famílias que adquiriram ao menos um aparelho televisor em 2002-2003 apresentou um nível de rendimento *per capita* e de instrução média do chefe da família fortemente superior ao observado em 1995-1996. Esse conjunto de dados deve estar refletindo a introdução de bens mais sofisticados no agregado, que começaram a se popularizar no final da década de 1990.<sup>14</sup>

Os dados da tabela 3 ilustram essa situação. A proporção de famílias que adquiriram aparelhos televisores subiu em 2002-2003 para os três níveis mais elevados de instrução formal (ensino médio ou mais) e caiu entre as famílias cujo chefe não tem instrução ou cursou somente até o ensino fundamental. Comparando esses dados com os de crescimento da população em geral, por nível de instrução, vê-se o quanto o público de consumidores de aparelhos televisores em 2002-2003 se tornou “elitizado” em relação ao observado em 1995-1996.

Dos itens *d a f* é possível pensar numa suposta *popularização dos duráveis* – especialmente daqueles cujas famílias consumidoras apresentaram queda de rendimento médio real *per capita* em 2002-2003 ante pesquisa de 1995-1996 (os veículos – automóveis e motocicletas –, microcomputadores/impressoras e aparelho de videocassete).

14. Em final de março de 1998, a Fundação Instituto de Pesquisas (Fipe) anuncia a inclusão dos aparelhos de 27 e 29 polegadas nas pesquisas de campo para o cálculo da inflação da cidade de São Paulo (FOLHA DE S. PAULO, 1998).

TABELA 3  
**Famílias que adquiriram aparelhos televisores, segundo o nível de educação do chefe**

Nível de instrução do chefe (INSTRCHF)	1995-1996				2002-2003			
	Geral		Compradores de televisores		Geral		Compradores de televisores	
	Famílias	DESPEAP	Famílias	DESPEAP	Famílias	DESPEAP	Famílias	DESPEAP
Sem instrução	1.116.592	214,21	124.674	242,69	821.641	290,40	108.375	315,64
Ensino fundamental	7.233.055	370,92	978.485	405,67	8.191.030	401,02	1.082.406	399,53
Ensino médio	2.385.084	733,50	325.083	786,19	3.719.214	714,56	513.953	749,09
Superior/especialização	1.702.554	1.770,08	221.995	1.798,35	2.420.631	1.847,14	433.964	2.236,42
Mestrado/doutorado completo	87.805	2.144,44	2.508	1.353,42	168.667	3.035,95	22.340	5.416,67

Fonte: IBGE-Microdados das POFs de 1995-1996 e de 2002-2003. Elaboração da autora.

Dos dados da tabela 2, que apontam a *disponibilidade de bens duráveis nos domicílios*, nota-se que a expansão da disponibilidade de produtos desse tipo nos lares metropolitanos brasileiros foi liderada pelos microcomputadores (14,4%), seguidos pelos aparelhos de videocassete (9,3%), máquinas de lavar roupa (5,3%) e refrigeradores/*freezers* (3,9%). Tomando a taxa de expansão da propriedade de aparelhos de DVD (6,5%) como a própria participação verificada em 2002-2003, ela seguiria no terceiro lugar, logo após o aparelho de videocassete.

O automóvel teria sido o único bem a não acompanhar o crescimento do número de famílias: a proporção de famílias com ao menos um automóvel apresentou estabilidade (em 35,5%) nos sete anos que separam as investigações.

Os dados de *aquisições* realizadas ao longo da pesquisa de 2002-2003, da tabela 1, contrastam com essas informações. Nos dois extremos estão os automóveis e os microcomputadores.

Na POF de 2002-2003, o bem proporcionalmente mais adquirido pelas famílias foi o automóvel (tabela 1), que registrou evolução negativa de posse pelas famílias entre 1995-1996 e 2002-2003 (tabela 2). Os microcomputadores,<sup>15</sup> no sentido oposto, lideraram a variação de estoque entre as pesquisas (tabela 2), mas apresentam uma baixa proporção de aquisições na última avaliação (dados de 2002-2003, na tabela 1).

15. E impressoras, no caso das aquisições.

Dois fatores, não excludentes, podem explicar essa contradição: *a)* os efeitos conjunturais; e *b)* os efeitos estatísticos, com base na maturidade dos mercados.

A instabilidade político-econômica que marca o período da POF de 2002-2003 pode ter sido mais desfavorável aos microcomputadores que aos automóveis.

Ainda que os dois bens tivessem peças importadas, trata-se de realidades muito diferentes. Os microcomputadores e demais equipamentos de informática eram, em grande parte, apenas montados no país. Os automóveis, por sua vez, tinham maior grau de nacionalização de suas partes, numa indústria com fortes encadeamentos empregatícios e que ia se consolidando como exportadora – podendo até ganhar com a arbitragem cambial.

A título de ilustração, o *lobby* da indústria automobilística conseguiu, em agosto de 2002, a redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) para os carros de passeio, não apenas para diminuir os altos estoques das montadoras e evitar o desemprego, mas também para ganhar escala na produção dos modelos de potência intermediária (maiores beneficiados pela política), a fim de estimular as exportações.

No sentido da maturidade dos mercados, dois elementos podem ter contribuído para aquela aparente contradição: *a)* a forte elevação de estoque de microcomputadores ante o baixo índice de aquisição no final do período pode ter um caráter contábil típico de novos mercados – por ser um bem relativamente novo no mercado brasileiro, com baixa taxa de reposição, cada aquisição pode significar uma nova família detentora, apresentando uma evolução de estoque e fluxo diferente da observada em mercados já consolidados; e *b)* o forte percentual de aquisições de automóveis pode ter-se dado justamente para reposição/atualização tecnológica dentro de um conjunto de famílias que já possuíam ao menos um desses bens.

Mais do que a renovação de modelos, tradicional no mercado de automóveis para as famílias de alta renda, o período contou com uma mudança tecnológica. A escalada de preços do petróleo no mercado internacional, acentuada pela desvalorização do real, marcou a volta dos automóveis movidos a álcool<sup>16</sup> e o lançamento em larga escala dos veículos tipo *flex fuel* em 2003.

## 5 PROBABILIDADE DE AQUISIÇÃO E NÍVEL DE DESPESA COM BENS DURÁVEIS

As regressões de *probits* foram geradas para toda a população, e seus resultados são apresentados nas tabelas 4 e 5. As funções de consumo (nível de despesa) foram

16. Dados de vendas internas no atacado apontam para a crescente participação desses modelos desde 2001 (ANFAVEA, 2005)

estimadas para aqueles que adquiriram os bens, dada a probabilidade de adquirir, e seus coeficientes estão nas tabelas 6 e 7. Em ambas, a ponderação dos dados da amostra se deu pelo fator de expansão dos domicílios fornecido pelo IBGE.

Nas regressões de *probits* as variáveis dependentes são as binárias e, na análise da despesa, são os logaritmos neperianos das despesas familiares com os bens duráveis.

TABELA 4

**Efeitos marginais das regressões de *probits* para aquisição ou não de bens duráveis de consumo – POF de 1995-1996 (6 meses)**

	AUTOB	MOTOB	AGREGB	PQB	REFRIGB	MLAVB	MICROB	TVB	VIDEOB
Constante	-0.520*** (0.021)	-0.055*** (0.007)	-0.929*** (0.036)	-3.148*** (0.115)	-0.328*** (0.016)	-0.188*** (0.012)	-0.071*** (0.008)	-0.449*** (0.023)	-0.278*** (0.013)
LNDESP	0.064*** (0.003)	0.004*** (0.001)	0.148*** (0.006)	0.272*** (0.017)	0.025*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.040*** (0.004)	0.023*** (0.002)
LNTAM	0.048*** (0.003)	0.006*** (0.001)	0.144*** (0.011)	0.246*** (0.034)	0.020*** (0.005)	0.013*** (0.004)	0.004*** (0.001)	0.024*** (0.007)	0.011*** (0.004)
FAIXAE1	0.046*** (0.007)	-0.001 (0.002)	0.167*** (0.028)	0.423*** (0.087)	0.045*** (0.012)	0.025*** (0.009)	-0.003 (0.002)	0.068*** (0.018)	0.007 (0.010)
FAIXAE2	0.010 (0.007)	-0.002 (0.003)	0.163*** (0.027)	0.483*** (0.083)	0.052*** (0.012)	0.005 (0.009)	0.006*** (0.002)	0.052*** (0.017)	0.017* (0.009)
FAIXAE3	0.014*** (0.004)	0.008*** (0.002)	0.080*** (0.018)	0.241*** (0.055)	0.040*** (0.008)	0.011** (0.006)	-0.001 (0.001)	0.028*** (0.011)	0.018*** (0.006)
FAIXAE5	-0.038*** (0.006)	-0.007** (0.003)	-0.183*** (0.019)	-0.109* (0.064)	-0.003 (0.009)	-0.028*** (0.008)	-0.008*** (0.002)	-0.103*** (0.014)	-0.034*** (0.008)
SEXOCHEF	-0.021*** (0.003)	-0.001 (0.001)	-0.031*** (0.010)	-0.022 (0.031)	0.000 (0.004)	-0.016*** (0.003)	-0.003*** (0.001)	-0.020*** (0.007)	-0.014*** (0.004)
INSTRCHF	-0.013*** (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.068*** (0.006)	-0.028 (0.018)	-0.019*** (0.003)	-0.015*** (0.002)	0.002*** (0.000)	-0.028*** (0.004)	-0.005*** (0.002)
CRED	-0.009*** (0.002)	-0.001* (0.001)	0.034*** (0.010)	0.057* (0.031)	-0.013*** (0.005)	0.008*** (0.003)	0.001 (0.001)	-0.002 (0.007)	0.004 (0.003)
JORNREV	-0.011*** (0.002)	0.000 (0.001)	-0.034*** (0.010)	-0.025 (0.031)	-0.016*** (0.005)	-0.006** (0.003)	0.002*** (0.001)	-0.010 (0.007)	-0.002 (0.003)
SUL	0.012*** (0.003)	0.006*** (0.001)	0.125*** (0.013)	0.046 (0.039)	0.013** (0.006)	0.011*** (0.003)	0.001 (0.001)	0.030*** (0.008)	0.007** (0.004)
NORDESTE	-0.003 (0.003)	0.003*** (0.001)	0.070*** (0.011)	0.090*** (0.035)	0.023*** (0.005)	-0.023*** (0.004)	0.000 (0.001)	0.025*** (0.007)	0.001 (0.004)
COESTE	0.004 (0.004)	0.005*** (0.001)	-0.063*** (0.018)	-0.073 (0.056)	0.010 (0.008)	-0.013** (0.006)	-0.003** (0.001)	-0.021* (0.012)	-0.007 (0.006)

Fonte: IBGE-Microdados das POFs de 1995-1996 e de 2002-2003. Elaboração da autora.

Nível de significância: \*\*\*  $\alpha = 1\%$ , \*\*  $\alpha = 5\%$ , e \*  $\alpha = 10\%$ .



TABELA 5  
Efeitos marginais das regressões de *probits* para aquisição ou não de bens duráveis de consumo – POF de 2002-2003 (12 meses)

	AUTOB	MOTOB	AGREGB	PQB	REFRIGB	MILAVB	MICROB	TVB	VIDEOb	DVDB
Constante	-1,231*** (0,040)	-0,177*** (0,018)	-0,805*** (0,059)	-0,925*** (0,047)	-0,387*** (0,038)	-0,437*** (0,029)	-0,367*** (0,023)	-0,586*** (0,042)	-0,223*** (0,023)	-0,258*** (0,021)
LNDESP	0,148*** (0,006)	0,015*** (0,002)	0,133*** (0,009)	0,085*** (0,008)	0,024*** (0,006)	0,039*** (0,004)	0,034*** (0,003)	0,049*** (0,007)	0,015*** (0,003)	0,023*** (0,002)
LNTAM	0,125*** (0,009)	0,017*** (0,004)	0,123*** (0,015)	0,113*** (0,012)	0,021** (0,010)	0,030*** (0,008)	0,022*** (0,005)	0,027*** (0,011)	0,001 (0,006)	0,019*** (0,003)
FAIXAE1	0,123*** (0,023)	0,019* (0,010)	0,226*** (0,039)	0,054* (0,032)	0,013 (0,025)	0,074*** (0,019)	0,003 (0,013)	0,133*** (0,028)	0,069*** (0,015)	-0,008 (0,010)
FAIXAE2	0,034 (0,022)	0,012 (0,011)	0,173*** (0,038)	0,014 (0,031)	0,069*** (0,024)	0,045*** (0,019)	0,019* (0,011)	0,109*** (0,027)	0,053*** (0,014)	0,005 (0,008)
FAIXAE3	0,038*** (0,014)	0,033*** (0,006)	0,081*** (0,024)	0,044** (0,020)	0,099*** (0,015)	0,042*** (0,012)	0,021*** (0,007)	0,067*** (0,018)	0,029*** (0,009)	0,008 (0,006)
FAIXAE5	-0,072*** (0,018)	-0,030*** (0,012)	-0,090*** (0,025)	-0,042* (0,023)	-0,011 (0,018)	-0,045*** (0,016)	-0,028*** (0,010)	-0,015 (0,020)	-0,033*** (0,014)	0,007 (0,006)
SEXOCHEF	-0,043*** (0,008)	-0,007** (0,004)	0,001 (0,013)	0,034*** (0,010)	0,008 (0,008)	0,002 (0,006)	-0,006 (0,004)	-0,011 (0,009)	-0,020*** (0,005)	-0,003 (0,003)
INSTRCHF	-0,020*** (0,005)	-0,008*** (0,002)	-0,035*** (0,009)	-0,002 (0,007)	-0,017*** (0,006)	-0,017*** (0,004)	0,004* (0,003)	-0,014** (0,006)	-0,009*** (0,003)	0,003* (0,002)

(continua)

(continuação)

	AUTOB	MOTOB	AGREGB	PQB	REFRIGB	MILAVB	MICROB	TVB	VIDEOB	DVDB
CRED	0,007 (0,008)	-0,001 (0,004)	0,037*** (0,013)	-0,009 (0,011)	0,001 (0,009)	-0,001 (0,007)	0,005 (0,005)	-0,001 (0,010)	0,000 (0,005)	0,006* (0,003)
JORNREV	-0,035*** (0,008)	-0,004 (0,004)	0,006 (0,015)	0,003 (0,012)	-0,014 (0,010)	0,000 (0,007)	-0,007 (0,004)	-0,003 (0,011)	0,016*** (0,005)	0,005** (0,003)
SUL	0,024*** (0,009)	0,003 (0,005)	0,059*** (0,018)	0,026* (0,014)	-0,002 (0,011)	0,004 (0,008)	-0,008 (0,006)	0,006 (0,013)	-0,005 (0,007)	-0,009** (0,004)
NORDESTE	-0,016* (0,010)	0,002 (0,004)	0,088*** (0,015)	0,062*** (0,012)	0,003 (0,010)	-0,027*** (0,008)	-0,008 (0,005)	0,005 (0,011)	-0,014** (0,006)	-0,006 (0,004)
COESTE	-0,003 (0,013)	0,005 (0,006)	-0,067*** (0,023)	-0,009 (0,020)	-0,029* (0,017)	-0,019 (0,012)	-0,019** (0,008)	-0,007 (0,018)	-0,018* (0,010)	-0,006 (0,005)

Fonte: IBGE-Microdados das POFs de 1995-1996 e de 2002-2003. Elaboração da autora.  
Nível de significância: \*\*\*  $\alpha = 1\%$ , \*\*  $\alpha = 5\%$ , \*  $\alpha = 10\%$ .

TABELA 6  
**Funções de consumo – POF de 1995-1996 (6 meses)**

	AUTO	MOTO	AGREG	PQ	REFRIG	MLAV	MICRO	TV	VIDEO
R <sup>2</sup>	0,576	0,448	0,291	0,233	0,332	0,173	0,138	0,215	0,116
F	F[4,1302] 442	F[4,180] 37	F[4,8500] 873	F[4,2319] 176	F[4,1066] 133	F[4,464] 24	F[4,227] 9	F[4,2170] 148	F[4,643] 21
Constante	5,155*** (0,328)	0,995 (1,009)	1,282*** (0,128)	1,483*** (0,268)	2,616*** (0,263)	2,126*** (0,447)	5,500*** (1,019)	2,182*** (0,211)	3,879*** (0,486)
LNDESP	0,411*** (0,037)	0,819*** (0,094)	0,375*** (0,015)	0,166*** (0,020)	0,246*** (0,021)	0,319*** (0,041)	0,105 (0,103)	0,264*** (0,017)	0,037 (0,036)
FORMA	-0,336*** (0,040)	-0,647*** (0,150)	1,192*** (0,026)	0,685*** (0,037)	-0,223*** (0,047)	-0,265*** (0,085)	-0,020 (0,105)	0,035 (0,034)	-0,301*** (0,046)
ESTADO	0,155*** (0,046)	-0,642*** (0,166)	0,113** (0,058)	0,574*** (0,089)	0,878*** (0,061)	0,796*** (0,152)	0,548*** (0,192)	0,672*** (0,056)	0,483*** (0,079)
LAMBDA	-0,692*** (0,061)	0,007 (0,228)	-0,584*** (0,067)	-0,454*** (0,102)	-0,074 (0,113)	-0,181 (0,150)	-0,409*** (0,169)	-0,133 (0,100)	-0,027 (0,147)

Fonte: IBGE-Microdados das POFs de 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração da autora.  
 Nível de significância: \*\*\*  $\alpha = 1\%$ , \*\*  $\alpha = 5\%$ , \*  $\alpha = 10\%$ .

TABELA 7  
**Funções de consumo – POF de 2002-2003 (12 meses)**

	AUTO	MOTO	AGREG	PQ	REFRIG	MLAV	MICRO	TV	VIDEO	DVD
$R^2$	0,443	0,189	0,338	0,230	0,546	0,240	0,236	0,463	0,472	0,114
F	F[4,973] 193	F[4,183] 11	F[4,4809] 614	F[4,1355] 101	F[4,715] 215	F[4,407] 32	F[4,287] 22	F[4,986] 212	F[4,228] 51	F[4,209] 7
Constante	5,630*** (0,410)	2,583*** (0,701)	0,536*** (0,169)	0,641** (0,299)	0,992*** (0,362)	2,672*** (0,490)	2,816*** (1,142)	2,045*** (0,346)	2,666*** (0,366)	2,899*** (0,731)
LNDESP	0,228*** (0,048)	0,416*** (0,070)	0,367*** (0,021)	0,176*** (0,027)	0,256*** (0,027)	0,200*** (0,040)	0,224** (0,102)	0,177*** (0,025)	0,066** (0,033)	-0,002 (0,061)
FORMA	-0,174*** (0,051)	-0,133 (0,126)	1,400*** (0,036)	0,512*** (0,045)	-0,004 (0,055)	-0,040 (0,076)	0,222** (0,102)	0,151*** (0,051)	0,088 (0,067)	-0,033 (0,060)
ESTADO	0,514*** (0,062)	0,221* (0,129)	0,073 (0,061)	0,562*** (0,073)	1,190*** (0,063)	0,699*** (0,097)	0,643*** (0,123)	1,091*** (0,061)	0,736*** (0,071)	1,003*** (0,210)
LAMBDA	-0,864*** (0,085)	-0,059 (0,206)	-0,747*** (0,116)	-0,435*** (0,118)	0,184 (0,173)	-0,415** (0,175)	-0,180 (0,254)	-0,313** (0,160)	-0,201 (0,130)	-0,026 (0,124)

Fonte: IBGE- Microdados das POFs de 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração da autora.  
 Nível de significância: \*\*\*  $\alpha = 1\%$ , \*\*  $\alpha = 5\%$ , \*  $\alpha = 10\%$ .

Os ajustes tanto das regressões de *probits* como das funções de consumo foram melhores para os dados de 1995-1996 do que para 2002-2003 – com pior desempenho para as primeiras.

Uma primeira informação interessante é que, nos dois períodos, os bens de tecnologia nova (microcomputadores/impressoras e aparelhos de DVD) apresentaram relativamente poucos coeficientes significativos para as variáveis explicativas selecionadas. De certa forma, seria possível inferir que a aquisição desses bens estaria mais afeita, afora a renda, aos gostos pessoais que às variáveis estruturais das famílias propriamente ditas. Não haveria ainda um perfil familiar que definisse um padrão de consumo desses bens.

No âmbito das variáveis, como esperado, a variável renda *per capita* (observada pelo desempenho da variável *proxy* despesa global - DESPESAP) mostrou-se forte e significativamente determinante da probabilidade de aquisição e de nível de gastos com veículos e eletroeletrônicos. Quanto maior seu valor, maior a probabilidade de aquisição e de nível de gastos com os bens.

As diferenças metodológicas entre as duas POFs não permitem a comparação direta entre os coeficientes das regressões, uma vez que o dispêndio médio refere-se a períodos diferentes (6 e 12 meses de gasto), assim como a um espectro de categorias de aquisição mais amplo na pesquisa mais recente, que incluiu, explicitamente, a avaliação de aquisições não-monetárias.

Desconsiderando-se essas diferenças, seria possível associar a elevação dos efeitos marginais da renda sobre a probabilidade de aquisição em 2002-2003 ante 1995-1996 (tabelas 4 e 5), numa situação de nível médio de dispêndios menores (tabela 1), à referida *popularização* dos duráveis, já que, possivelmente, camadas mais pobres da população (que em geral apresentam elasticidades-renda mais altas) estariam entrando para o mercado consumidor daqueles bens.

No caso dos automóveis, é fácil visualizar a situação. Parte relevante dos compradores de carros em 1995-1996 pertencia às classes média e alta, que sacavam recursos de aplicações financeiras para adquirir veículos luxuosos.

No intervalo entre as duas pesquisas, a proporção de famílias com ao menos um automóvel ficou estável (a única variável com variação nula da tabela 2).

Em 2002-2003, numa situação de baixo nível de emprego e renda, o governo federal incentivava a produção de carros médios (de mais de duas mil cilindradas) e a álcool, via benefícios fiscais à indústria, para reverter a iminente onda de demissões no setor – que, em parte, conteve os preços que subiam em sintonia com a desvalo-

rização cambial. Numa conjuntura de oferta de crédito direto ao consumo relativamente farta para o segmento, é possível que camadas “menos ricas” da população tenham adquirido carros novos no período e que, nesse ritmo, o mercado secundário também favorecesse o consumo de bens mais baratos.

A tabela 8 traz dados de aquisição e estoque de duráveis das famílias metropolitanas, por grandes faixas de renda. Ordenando as famílias pela variável *proxy* da renda *per capita* (DESPESAP), segmentou-se a população entre os 30% de menor rendimento médio familiar mensal *per capita*, as famílias de rendimento *per capita* intermediário e os 30% de maior rendimento.

Nos dados segmentados pela renda é possível corroborar a inferência de popularização dos duráveis.

Por um lado, observa-se que a elevação do rendimento médio *per capita* das famílias foi mais acentuado para as faixas de renda inferiores que para os 30% mais ricos. Por outro, tanto os dados de aquisição como de disponibilidade de bens duráveis mostram como esses bens vão entrando nos domicílios dos relativamente pobres.

As considerações sobre o automóvel, por exemplo, confirmam-se. Embora poucas das famílias de menor rendimento *per capita* tivessem ao menos um carro, foi nessa faixa de renda que a disponibilidade aumentou nos sete anos que distanciam as POFs. Quanto às aquisições, os relativamente pobres e os de renda intermediária ganharam peso nas compras totais em 2002-2003, na comparação com 1995-1996.

Na tabela 8 tem-se ainda outra relação interessante a explorar. É possível sugerir um paralelo entre a disseminação dos bens duráveis e seus “ciclos de vida”.

Em meados da década de 1990, quando começou a penetrar com maior peso nas residências brasileiras, o microcomputador era encontrado quase que exclusivamente nos lares “ricos” – o que volta a ocorrer com os aparelhos de DVD na entrada do ano 2000, quando o microcomputador torna-se mais comum nas residências das famílias de rendimento *per capita* intermediário. O aparelho de videocassete, em contrapartida, populariza-se fortemente no intervalo das pesquisas, e a participação dos relativamente pobres nas aquisições em 2002-2003 toma proporção de vulto.

É digna de nota, ainda, a forte elevação da disponibilidade dos refrigeradores pelos relativamente pobres e das motocicletas pelas famílias de renda média.

TABELA 8

**Aquisição e estoque de bens duráveis das famílias metropolitanas, segundo o rendimento familiar *per capita*: os 30% relativamente pobres, a população de renda média e os 30% relativamente ricos**

	1995				2003			
	Geral	30% mais pobres	Renda intermediária	30% mais ricos	Geral	30% mais pobres	Renda intermediária	30% mais ricos
Famílias <sup>a</sup>	12.525	3.757	5.008	3.761	15.321	4.591	6.132	4.598
DESPESAP (%)	599,52	118,92	379,49	1.637,46	696,56	177,96	485,04	1.861,52
AUTOB (%)	9,1	0,5	5,0	23,0	14,7	2,2	11,7	31,2
MOTOB (%)	0,8	0,3	0,7	1,4	2,5	1,5	3,4	2,5
AGREGB (%)	52,7	40,8	55,4	61,0	68,2	61,9	67,8	75,0
PQB (%)	14,8	9,2	14,2	21,1	18,9	14,2	17,7	25,1
REFRIGB (%)	6,1	4,9	7,1	5,9	10,9	10,2	11,2	11,4
MICROB (%)	1,7	0,0	0,4	5,3	4,9	0,7	3,7	10,6
MLAVB (%)	3,6	2,0	4,7	3,9	6,8	4,6	6,8	9,1
TVB (%)	13,2	10,4	14,1	14,8	14,1	12,5	13,2	16,9
VIDEOB (%)	4,4	1,1	4,9	6,9	4,1	3,2	4,2	4,9
DVDB (%)					3,8	0,1	2,1	9,7
AUTOE (%)	35,5	7,8	32,0	67,8	35,5	11,5	31,6	64,8
MOTOE (%)	2,8	1,7	2,9	3,7	3,8	2,2	4,7	4,3
AGREGE (%)	99,6	99,7	99,6	99,6	100,0	99,9	100,0	100,0
PQE (%)	95,7	90,7	97,5	98,3	96,2	92,7	96,8	99,0
REFRIGE (%)	91,5	81,9	94,2	97,5	95,4	90,9	96,1	99,0
MICROE (%)	6,9	0,2	2,0	20,3	21,4	2,7	14,8	48,8
MLAVE (%)	46,6	19,7	45,2	75,5	51,9	25,9	52,0	77,8
TVE (%)	94,3	88,6	95,5	98,3	95,1	91,6	95,2	98,4
VIDEOE (%)	37,8	9,8	35,2	69,3	47,1	23,2	47,2	70,9
DVDE (%)					6,5	0,2	3,3	17,2

Fonte: IBGE- Microdados das POFs de 1995-1996 e de 2002-2003. Elaboração da autora.

<sup>a</sup> Milhares.

O tamanho da família também afeta positiva e significativamente a probabilidade de aquisição dos duráveis. Descontado o efeito das demais variáveis explicativas, as famílias pequenas estão menos propensas à aquisição de duráveis.

De 1995-1996 a 2002-2003, quando o número médio de pessoas por família diminuiu e o acesso aos duráveis ficou mais fácil (relação de rendimento familiar *per capita* e despesa média familiar favorável aos consumidores), os efeitos marginais do tamanho da família sobre a probabilidade de aquisição se reafirmaram.

A tabela 9 traz dados de aquisição e estoque de duráveis por alguns tamanhos de família – de 1 ou 2 pessoas, de 3 ou 4 pessoas e de 5 pessoas ou mais.

Foram as menores famílias que aumentaram em maior proporção entre os períodos. A proporção de famílias com 5 pessoas ou mais caiu de 27,4% em 1995-1996 para 23,5% em 2002-2003.

Nos dados é fácil observar que as famílias médias (3 e 4 pessoas) são as maiores detentoras relativas de duráveis (dados de estoque), enquanto a maior proporção de aquisições oscila entre este e o grupo de grandes famílias.

Segundo os efeitos marginais significativos da *composição etária das famílias* sobre a probabilidade de aquisição nos dois períodos, pode-se dizer que, tomando como referência a faixa etária dos adultos de 30 a 60 anos (inclusive), a presença de crianças, adolescentes (0 a 20 anos de idade) e de jovens de 20 a 30 anos nas famílias influencia positivamente a aquisição de bens duráveis – com o peso da influência caindo à medida que a idade aumenta. A maior proporção de pessoas de 60 anos ou mais, por sua vez, diferencia as famílias por adquirirem com menor frequência os duráveis.

Na tabela 10 são apresentados alguns dados de aquisição e posse de bens duráveis nos domicílios, segundo a presença, acima da média, de pessoas das faixas etárias estabelecidas.<sup>17</sup>

Considerando-se a disponibilidade de duráveis, verifica-se que o sinal negativo da influência da presença de pessoas da última faixa etária sobre a probabilidade de aquisição de bens duráveis deve-se menos a um alto estoque prévio daqueles bens do que à diferença de hábitos/estilos de vida das gerações. As famílias com maior proporção de pessoas de 60 anos ou mais são as que apresentam menor proporção daqueles bens em seus domicílios.

17. Contabilizaram-se a aquisição e o estoque médio de bens duráveis para as famílias da população que tinham uma proporção de pessoas nas faixas etárias exploradas superior à participação média.



TABELA 9

**Aquisição e estoque de duráveis das famílias metropolitanas, segundo o número de pessoas: famílias com até 2 pessoas, com 3 ou 4 e com mais de 4**

	1995				2003			
	Número de pessoas na família				Número de pessoas na família			
	Geral	Até 2	De 2 a 4	Mais de 4	Geral	Até 2	De 2 a 4	Mais de 4
Famílias <sup>a</sup>	12.525	3.296	5.795	3.434	15.321	4.547	7.178	3.596
DESPESAP	599,52	1.127,76	678,26	376,81	696,56	1.292,46	742,57	432,59
AUTOB (%)	9,1	6,7	10,1	9,6	14,7	10,4	16,2	17,1
MOTOB (%)	0,8	0,6	0,9	1,0	2,5	2,0	2,4	3,6
AGREGB (%)	52,7	41,2	55,3	59,3	68,2	61,1	69,7	74,3
PQB (%)	14,8	10,8	15,7	17,0	18,9	15,6	19,2	22,3
REFRIGB (%)	6,1	4,7	6,1	7,5	10,9	9,9	11,6	10,9
MICROB (%)	1,7	1,2	2,1	1,6	4,9	4,8	4,9	4,7
MLAVB (%)	3,6	2,3	3,7	4,9	6,8	4,4	8,0	7,6
TVB (%)	13,2	9,8	14,4	14,4	14,1	12,9	13,9	16,1
VIDEOB (%)	4,4	3,7	4,8	4,2	4,1	2,7	4,9	4,2
DVDB (%)					3,8	3,4	4,2	3,5
AUTOE (%)	35,5	27,9	40,7	34,2	35,5	26,5	40,0	38,0
MOTOE (%)	2,8	1,4	3,2	3,4	3,8	2,5	3,9	5,2
ELETROE (%)	99,6	99,1	99,9	99,7	100,0	100,0	100,0	99,9
PQE (%)	95,7	92,3	97,4	96,2	96,2	93,4	97,8	96,7
REFRIGE (%)	91,5	88,6	93,2	91,5	95,4	93,1	96,6	95,9
MICROE (%)	6,9	5,5	8,1	6,3	21,4	17,2	24,3	20,9
MLAVE (%)	46,6	40,7	50,2	46,4	51,9	44,6	57,2	50,6
TVE (%)	94,3	91,4	95,7	94,5	95,1	93,0	95,7	96,4
VIDEOE (%)	37,8	29,9	43,4	36,2	47,1	39,6	52,7	45,5
DVDE (%)					6,5	6,0	7,3	5,8

Fonte: IBGE-Microdados das POFs de 1995-1996 e de 2002-2003. Elaboração da autora.

<sup>a</sup> Milhares.

TABELA 10  
**Aquisição e inventário de bens duráveis, segundo a presença de pessoas das distintas faixas etárias**

	1995					2002-2003				
	Geral	FAIXAE1 > Média	FAIXAE2 > Média	FAIXAE3 > Média	FAIXAE5 > Média	Geral	FAIXAE1 > Média	FAIXAE2 > Média	FAIXAE3 > Média	FAIXAE5 > Média
Famílias <sup>a</sup>	12.525	5.415	5.149	4.995	2.723	15.321	6.339	6.429	6.292	2.923
DESPESAP	599,52	447,08	480,92	594,66	677,03	696,56	486,30	575,02	651,84	783,15
AUTOB (%)	9,1	9,7	8,8	10,8	5,8	14,7	15,7	15,3	15,7	10,1
MOTOB (%)	0,8	0,9	0,8	1,4	0,4	2,5	3,0	2,6	3,9	0,8
AGREGB (%)	52,7	56,6	57,5	55,9	41,5	68,2	71,6	72,2	70,5	60,2
PQB (%)	14,8	16,0	16,8	16,1	13,2	18,9	19,1	19,8	20,6	17,0
REFRIGB (%)	6,1	6,6	7,0	7,0	4,8	10,9	10,7	11,3	13,6	8,9
MICROB (%)	1,7	1,2	2,3	1,5	1,0	4,9	3,9	4,7	5,7	3,4
MLAVB (%)	3,6	4,6	3,6	4,1	2,1	6,8	7,7	6,9	8,7	3,9
TVB (%)	13,2	14,7	14,4	14,9	8,2	14,1	15,5	14,8	15,6	10,5
VIDEOB (%)	4,4	4,5	4,6	5,1	2,8	4,1	5,3	4,4	4,7	2,2
DVDB (%)						3,8	2,5	3,5	3,8	4,8

(continua)

	(continuação)									
	1995					2002-2003				
	Geral	FAIXAE1 > Média	FAIXAE2 > Média	FAIXAE3 > Média	FAIXAE5 > Média	Geral	FAIXAE1 > Média	FAIXAE2 > Média	FAIXAE3 > Média	FAIXAE5 > Média
AUTOE (%)	35,5	33,3	35,1	35,2	32,6	35,5	34,1	37,2	35,3	30,4
MOTOE (%)	2,8	2,5	2,8	3,6	1,7	3,8	4,2	4,4	5,1	1,5
AGREGE (%)	99,6	99,8	99,7	99,5	99,5	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
PQE (%)	95,7	95,8	96,5	95,7	96,3	96,2	96,7	96,7	97,2	96,6
REFRIGE (%)	91,5	89,6	91,8	89,7	94,3	95,4	94,9	96,5	95,2	97,0
MICROE (%)	6,9	4,8	8,0	6,7	5,9	21,4	15,8	24,9	22,3	16,9
MILAVE (%)	46,6	43,4	47,1	44,4	49,9	51,9	49,3	53,4	49,9	54,3
TVE (%)	94,3	94,2	95,0	94,2	93,9	95,1	94,5	96,3	95,0	95,2
VIDEOE (%)	37,8	36,0	38,9	39,9	29,8	47,1	45,0	50,2	46,8	40,9
DVDE (%)						6,5	5,0	6,0	6,8	6,3

Fonte: IBGE-Microdados das POFs de 1995-1996 e 2002-2003. Elaboração da autora.

<sup>a</sup> Milhares.

A queda na proporção de famílias com automóvel, por exemplo, concentrou-se principalmente entre aquelas que têm um número maior de pessoas de 60 anos ou mais.

A forte expansão da propriedade de microcomputadores/impressoras se deu prioritariamente em lares onde se destaca a presença de adolescentes e jovens de 20 a 30 anos – tendo o coeficiente da regressão de *probit* confirmado essa tendência, em termos de probabilidade de aquisição no período abarcado pela POF 2002-2003 para o segundo grupo.

O avanço do aparelho de videocassete se deu nas famílias com maior proporção de adolescentes e pessoas de 60 anos ou mais – grupo que, na pesquisa de 1995-1996, mostrava certa resistência à aquisição do produto. A distribuição de posse dos aparelhos de DVD é relativamente estável, mas os dados de aquisição de 2002-2003 dão destaque aos idosos como demandantes.

Os efeitos marginais significativos do *sexo do chefe da família* – com exceção dos pequenos eletrodomésticos, na pesquisa de 2002-2003 – indicam a influência negativa da mulher, como pessoa de referência, sobre a probabilidade de aquisição de bens duráveis.

Abstraída a correlação dessa variável com as demais integrantes das regressões, pode-se imaginar que, em se admitindo que grande parte das decisões de consumo é tomada pelas mulheres que são referência ou cônjuge nas famílias, os valores subjetivos de um e outro grupo podem ser diferentes, o que se refletiria em uma menor tendência ao consumo entre as mulheres que desempenham o papel de chefes de família.

A tabela 11 traz alguns dados que auxiliariam na caracterização, em linhas gerais, das famílias chefiadas por homens e por mulheres. Numa breve exploração dos dados da POF de 2002-2003, observa-se que o rendimento médio *per capita* de um e outro grupo pouco diverge. O tamanho das famílias e seu perfil etário é que são razoavelmente diferentes.

As famílias que têm uma mulher como pessoa de referência são em média menores, têm o chefe mais velho e possuem uma proporção maior de adolescentes e de pessoas de 60 anos ou mais. Os dados de disponibilidade de duráveis confirmam a menor disposição ao consumo de duráveis pelas famílias chefiadas por mulheres – especialmente no caso dos veículos e dos eletroeletrônicos mais modernos (microcomputadores e aparelhos de DVD).

Se persistir a tendência de mais mulheres se tornarem referência das famílias, esse é um resultado relevante e que merece maior detalhamento.

TABELA 11  
**Perfil familiar e disponibilidade de bens duráveis, segundo o sexo da pessoa de referência**

	Total	Pessoa de referência	
		Homem	Mulher
Famílias	15.321.182	10.500.518	4.820.664
DESPESAP	696,56	702,97	679,93
PESSOASF	3,5	3,7	3,1
INSTRCHF	44,6	42,8	48,5
Idade média da pessoa de referência	2,5	2,6	2,5
FAIXAE1 (%)	15,4	16,9	12,1
FAIXAE2 (%)	16,1	15,4	17,7
FAIXAE3 (%)	18,7	19,5	17,0
FAIXAE4 (%)	39,4	40,2	37,7
FAIXAE5 (%)	10,4	8,1	15,6
Estoque de bens duráveis			
AUTOE (%)	35,5	41,9	21,7
MOTOE (%)	3,8	4,5	2,4
AGREGE (%)	100,0	100,0	100,0
PQE (%)	96,2	96,2	96,4
REFRIGE (%)	95,4	95,7	94,9
MICROE (%)	21,4	23,2	17,4
MLAVE (%)	51,9	53,3	48,9
TVE (%)	95,1	94,9	95,5
VIDEOE (%)	47,1	50,1	40,7
DVDE (%)	6,5	7,5	4,5

Fonte: IBGE-Microdados da POF de 2002-2003. Elaboração da autora.

Em geral, o *nível de instrução do chefe da família* influencia negativamente a probabilidade de aquisição dos bens duráveis. As exceções para esse comportamento – com o coeficiente significativo para a variável INSTRCHF – foram os microcomputadores/impressoras nos dois períodos e os aparelhos de DVD em 2002-2003. As pessoas de maior grau de escolaridade seriam menos suscetíveis ao apelo de consumo.

A tabela 12 traz dados sobre a aquisição e a existência de duráveis nos domicílios, segundo o nível de instrução dos chefes das famílias. Tal como mencionado, o grau de formação escolar formal dos chefes de família se elevou substancialmente no período.

Nos dados, é fácil observar que a disponibilidade de duráveis nos lares (estoque) cresce conforme se eleva o nível de instrução do chefe. Por outro lado, nota-se que, embora o número de famílias com chefes sem instrução tenha caído significativamente no período, foram essas as unidades de consumo que apresentaram maior ganho relativo de disponibilidade de duráveis entre as duas POFs – corroborando a hipótese de *popularização* dos duráveis.

No campo das aquisições, nota-se que o grupo de destaque em 2002-2003, relativamente a 1995-1996, foi o de famílias com chefes de maior nível de educação formal – com mestrado ou doutorado completo –, que, por sinal, foi o que apresentou maior incremento de renda *per capita* real. Em seguida vem o grupo de famílias de chefe sem instrução. Esses dois grupos contabilizam a menor parcela da população como um todo: o primeiro em expansão e o segundo em regressão.

É interessante destacar que, sem o controle das demais variáveis explicativas (rendimento familiar *per capita*, tamanho da família, composição etária etc.), para vários agregados as aquisições tendem a aumentar quando o chefe da família apresenta níveis crescentes de instrução formal.

Os resultados obtidos para o efeito da *aquisição de jornais e revistas* na probabilidade de aquisição são diferentes para os dois períodos. No primeiro (1995-1996), vários coeficientes da variável JORNREV foram significativos e em geral negativos – ou seja, as pessoas que tinham acesso a uma mídia mais seleta do que a televisão tenderam a adquirir menos bens duráveis. A grande exceção a esse comportamento foi a probabilidade de aquisição de microcomputadores, que crescia à medida que as famílias adquiriam jornais e/ou revistas.

Em 2002-2003, a variável praticamente não influenciou na probabilidade de aquisição – apresentando comportamento significativo somente para a aquisição de automóveis (negativo, repetindo o observado em 1995-1996) e de bens ligados ao entretenimento – aparelhos de videocassete e de DVD (positivo).

Pelos dados observados nas tabelas 12 e 13, a aquisição de jornais e revistas teria relação não só com o rendimento familiar médio *per capita*, como também com o nível de instrução do chefe da família. O índice médio de instrução do chefe das famílias que adquiriram pelo menos um jornal e/ou revista na semana de acompanhamento do IBGE é maior que o das famílias que não adquiriram, nos dois períodos.

TABELA 12  
**Aquisição e inventário de bens duráveis, segundo o nível de instrução do chefe da família**

	1995-1996				2002-2003					
	Sem instrução	Fundamental	Ensino médio	Superior	Mestrado/doutorado	Sem instrução	Fundamental	Ensino médio	Superior	Mestrado/doutorado
Famílias <sup>a</sup>	1,117	7,233	2,385	1,703	88	822	8,191	3,719	2,421	169
DESPESAP	214,21	370,92	733,50	1770,08	2144,44	290,40	401,02	714,56	1847,14	3035,95
JORNREY (%)	8,0	18,7	28,0	38,8	33,9	5,5	13,1	24,8	38,8	37,7
AUTOB (%)	1,5	6,4	11,9	20,9	17,0	4,5	9,3	17,6	30,3	39,3
MOTOB (%)	0,3	0,8	1,2	0,9	0,8	2,0	2,5	3,3	1,7	0,8
AGREGB (%)	42,9	52,7	52,1	60,4	44,2	61,4	65,7	69,3	76,3	82,5
PQB (%)	8,6	13,6	16,3	21,4	17,0	12,9	16,4	20,4	24,7	46,4
REFRIGB (%)	8,1	6,2	5,4	5,5	2,0	11,1	10,8	12,4	9,4	9,8
MICROB (%)	0,0	0,5	2,8	6,3	6,7	2,4	2,0	6,6	11,2	24,2
MLAYB (%)	3,2	4,0	3,3	2,9	2,1	6,1	6,4	6,9	8,8	4,6
TVB (%)	11,2	13,5	13,6	13,0	2,9	13,2	13,2	13,8	17,9	13,2
VIDEOR (%)	0,8	4,2	5,3	5,9	10,9	2,9	3,6	5,9	3,3	3,4
DVDB (%)						0,0	1,7	3,4	12,5	7,3
AUTOE (%)	9,9	25,5	46,7	76,9	86,2	12,1	23,7	41,8	70,5	86,7

(continua)

(continuação)

	1995-1996					2002-2003				
	Sem instrução	Fundamental	Ensino médio	Superior	Mestrado/doutorado	Sem instrução	Fundamental	Ensino médio	Superior	Mestrado/doutorado
MOTOE (%)	1,2	3,0	2,7	3,0	2,1	3,3	3,5	4,6	3,8	3,6%
AGREGGE (%)	99,0	99,7	99,8	99,3	100,0	99,6	100,0	100,0	100,0	100,0
PQE (%)	88,6	95,0	98,9	99,0	95,8	87,8	95,1	98,5	99,3	100,0
REFRIGE (%)	80,0	90,0	96,8	98,0	95,8	89,8	93,9	97,5	99,2	99,1
MICROE (%)	0,2	1,7	8,2	29,9	41,4	4,4	8,2	24,1	62,9	89,2
MLAVE (%)	19,6	37,2	60,4	83,4	84,0	29,9	42,3	57,0	81,3	90,1
TVE (%)	84,7	93,7	97,2	98,6	97,3	89,3	93,5	97,2	98,7	100,0
VIDEOE (%)	7,4	27,0	54,0	78,7	85,3	22,4	35,0	58,4	76,9	83,9
DVDE (%)						0,0	2,3	6,2	23,1	16,8

Fonte: IBGE-Microdados das POFs de 1995-1996 e de 2002-2003. Elaboração da autora.

<sup>a</sup> Milhares.



TABELA 13

**Aquisição e inventário de bens duráveis, segundo a aquisição de jornais e/ou revistas na semana de entrevista**

	1995-1996		2002-2003	
	Não adquiriu	Adquiriu	Não adquiriu	Adquiriu
Famílias <sup>a</sup>	9.724	2.801	12.276	3.045
INSTRCHF	2,3	2,7	2,4	3,0
DESPESAP	514,43	897,63	592,65	1.109,38
AUTOB (%)	8,2	11,9	13,5	19,7
MOTOB (%)	0,8	1,0	2,6	2,4
AGREGB (%)	52,1	54,7	66,9	73,5
PQB (%)	14,1	16,9	17,9	22,8
REFRIGB (%)	6,4	5,0	11,1	10,3
MICROB (%)	1,2	3,6	4,3	7,2
MLAVB (%)	3,7	3,5	6,5	8,1
TVB (%)	13,2	13,1	13,8	15,5
VIDEOB (%)	4,1	5,3	3,6	6,1
DVDB (%)			2,8	7,9
AUTOE (%)	31,0	51,2	31,7	51,1
MOTOE (%)	2,8	2,8	3,9	3,5
AGREGE (%)	99,6	99,8	100,0	100,0
PQE (%)	94,8	98,9	95,6	98,8
REFRIGE (%)	89,8	97,6	94,8	98,1
MICROE (%)	5,2	13,0	17,5	37,2
MLAVE (%)	42,2	62,2	46,8	72,4
TVE (%)	93,2	98,0	94,4	97,8
VIDEOE (%)	32,0	58,2	42,0	67,7
DVDE (%)			4,8	13,4

Fonte: IBGE-Microdados das POFs de 1995-1996 e de 2002-2003. Elaboração da autora.

<sup>a</sup> Milhares.

Nas estatísticas gerais, entre 1995-1996 e 2002-2003, tal como as famílias com chefes de baixo nível de instrução formal, aquelas que não adquiriram jornais e/ou revistas apresentaram, em média, um forte ganho relativo de disponibilidade de duráveis (dados de estoque – com exceção dos microcomputadores/impressoras, máquinas de lavar roupa e aparelhos de DVD), e aquelas que possuíam chefes mais instruídos e que adquiriram jornais e/ou revistas apresentaram proporção maior de aquisição de duráveis que as outras.

Com base nessas observações, é possível traçar um paralelo entre o comportamento das famílias segundo dados de instrução formal dos chefes e segundo a aquisição de jornais e/ou revistas na semana de avaliação do IBGE.

Voltando às regressões de *probits*, em 1995-1996 o sinal da variável JORNREV se “soma” ao da INSTRCHEF, ampliando o efeito observado do nível de instrução formal do chefe das famílias sobre a aquisição de duráveis, o que poderia ser considerado o efeito de “um padrão cultural mais amplo” sobre o consumo. Controlada a influência das demais variáveis, um “padrão cultural” mais amplo diminuiria a probabilidade de aquisição de duráveis.

Em 2002-2003 os resultados ficam esfumados. A conjuntura menos favorável em 2002-2003 e mesmo o comportamento atípico dos consumidores na implantação do real são possíveis explicações para os resultados obtidos. O desemprego e a renda real comprimida podem ter contido a compra de jornais e/ou revistas em 2002-2003, por exemplo, assim como não se devem ignorar os diferentes graus de suscetibilidade aos efeitos psicológicos da estabilização econômica e das dúvidas quanto à sua persistência entre os grupos socioeconômicos.

Também não se deve descartar a hipótese de uma disponibilidade prévia maior de duráveis afetar, indiretamente, a probabilidade de sua aquisição pelas pessoas de maior nível cultural. Cabe maior investigação.

Em 2002-2003, o *acesso ao crédito de forma mais geral* (disponibilidade de cheque e cartão de crédito) se mostrou bem mais amplo que o observado em 1995-1996.

Ordenando-se o rendimento médio mensal *per capita* dos consumidores dos diferentes bens de consumo duráveis, verifica-se que, nos dois períodos, a proporção de famílias com acesso ao crédito na sua forma mais geral organiza-se na mesma seqüência – ou seja, o acesso ao cheque especial e/ou cartão de crédito é fortemente relacionado à renda. O crédito direto ao consumo não apresenta essa relação com tanta clareza, mostrando-se menos seletivo.

Em 1995-1996, quando o acesso ao crédito de forma geral se mostrou mais restrito, a variável que indica a sua influência na probabilidade de aquisição apresentou mais coeficientes significativos que no momento seguinte – em que a significância foi praticamente nula.

Dessa forma, estaria aparentemente comprometida a hipótese levantada na seção anterior, no sentido de que formas de pagamento como o cheque pré-datado ou parcelamento em cartões de crédito poderiam estar substituindo ou mesmo complementando a modalidade “crédito direto ao consumo”.

A *diferenciação regional* do padrão de consumo de duráveis requer um pouco mais de atenção.

Pelos resultados obtidos, em 1995-1996, as famílias das RMs da área Sul apresentavam uma probabilidade de consumir maior que as do Sudeste – contando com vários coeficientes positivos e significativos entre os agregados explorados. Isso não se repete com tanta nitidez em 2002-2003.

De forma semelhante, em 1995-1996, as famílias das RMs da área Nordeste também apresentavam um comportamento sistemático de maior probabilidade de consumo de duráveis que as da área Sudeste – com exceção da probabilidade de aquisição de máquinas de lavar roupa. Em 2002-2003, nota-se menor probabilidade de aquisição do aparelho de videocassete e automóveis, e mantém-se positivo o sinal da variável para a probabilidade de aquisição de eletroeletrônicos em geral.

As famílias da área Centro-Oeste, que se destacavam por uma menor frequência relativa de aquisição de duráveis, em geral – com exceção somente de motocicletas –, continuam com perfil semelhante de comportamento em 2002-2003.

Pelos dados da tabela 14, que traz dados de aquisição e posse de duráveis, segundo as regiões exploradas, podemos observar as seguintes relações:

a) A evolução da disponibilidade de máquinas de lavar roupa é um tanto idiossincrática entre as regiões – expandindo-se muito fortemente na região Sul e regredindo no Centro-Oeste. Infelizmente, não existem dados publicados sobre o inventário de bens duráveis nos domicílios, o que impede a crítica das médias obtidas junto aos microdados e torna precipitada a sua interpretação.

b) A região Sul apresentou o menor crescimento real do rendimento familiar médio mensal *per capita* entre 1996 e 2003, havendo mudança na posição relativa das regiões segundo aquela variável.

c) No mesmo sentido dos dados de renda, a elevação média do nível de instrução do chefe das famílias foi menor nas RMs do Sul do Brasil que nas demais.

TABELA 14

**Posse e aquisição de bens duráveis, segundo a área geográfica**

	1995-1996				2002-2003			
	Sudeste	Sul	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul	Nordeste	Centro-Oeste
Famílias <sup>a</sup>	8.181	1.513	2.134	698	9.640	1.872	2.898	911
INSTRCHF	2,4	2,5	2,3	2,5	2,6	2,5	2,4	2,6
DESPESAP	646,27	694,10	366,94	672,51	757,60	738,06	464,74	871,43
AUTOB (%)	9,2	12,9	4,9	11,5	15,5	18,4	9,1	16,3
MOTOB (%)	0,5	2,2	0,7	1,6	2,4	2,9	2,4	3,5
AGREGB (%)	50,7	64,1	53,6	47,8	66,7	73,1	72,0	61,5
PQB (%)	14,6	16,3	14,5	14,4	17,9	20,3	21,6	17,5
REFRIGB (%)	5,5	6,9	7,6	6,8	11,0	11,0	11,3	9,0
MICROB (%)	1,8	2,2	1,2	1,3	5,6	4,3	3,1	3,8
MLAVB (%)	3,9	5,8	1,6	2,7	7,5	8,1	4,2	5,8
TVB (%)	12,6	16,2	14,1	11,2	14,1	15,0	13,4	14,2
VIDEOB (%)	4,4	5,7	3,5	4,0	4,7	3,9	2,7	2,8
DVDB (%)					4,5	2,8	1,9	3,8
AUTOE (%)	37,5	41,9	19,8	47,0	36,9	45,8	21,9	43,0
MOTOE (%)	2,6	4,4	2,0	3,8	3,5	4,9	3,1	6,9
ELETROE (%)	99,6	99,9	99,5	99,8	100,0	100,0	99,9	100,0
PQE (%)	97,1	94,5	90,9	96,4	97,5	94,7	93,2	95,5
REFRIGE (%)	94,3	92,8	80,0	91,7	97,3	96,7	88,4	95,6
MICROE (%)	7,7	7,7	3,6	7,1	24,1	22,5	11,4	22,5
MLAVE (%)	50,9	57,7	18,5	59,5	56,0	75,4	25,4	45,3
TVE (%)	95,4	95,1	89,4	94,3	95,8	95,3	92,3	95,1
VIDEOE (%)	41,1	40,3	23,5	38,3	52,6	46,4	32,0	39,0
DVDE (%)					7,7	5,7	3,2	6,5

Fonte: IBGE-Microdados das POFs de 1995-1996 e de 2002-2003. Elaboração da autora.

<sup>a</sup> Milhares.

d) Na evolução da proporção de aquisições de 1995-1996 para 2002-2003, o Sudeste se destacou pela maior expansão média; e o Sul, pela menor.

e) Segundo os dados do inventário, o Nordeste foi a região que se destacou por maior incremento percentual de disponibilidade relativa de eletroeletrônicos – registrou a maior elevação de disponibilidade de eletroeletrônicos em geral, pequenos eletrodomésticos, refrigeradores/*freezers* e aparelhos televisores –, seguido

pela região Sudeste. Para os veículos, a elevação da disponibilidade de automóveis foi mais acentuada na região Sul; e de motocicletas, na região Centro-Oeste.

f) A queda no número relativo de famílias dispondo de automóveis se concentrou nas regiões mais ricas: Sudeste e Centro-Oeste. Na última, é possível alguma substituição desse veículo pela motocicleta, já que houve forte incremento do número de famílias que têm ao menos uma delas em casa.

g) A ordenação das regiões, seja pelo percentual de lares que dispõem de aparelhos mais “modernos” – os aparelhos de DVD e os microcomputadores –, seja pelos percentuais de aquisição desse tipo de produto, não é a mesma que a classificação das famílias das regiões segundo o rendimento médio *per capita* (que seriam Centro-Oeste, Sudeste, Sul e Nordeste).

Com base nos dados de estoque – que mantém destaque para o Nordeste como um novo *locus* de expansão da posse de duráveis –, pode-se questionar se de fato houve uma perda de poder explicativo das variáveis regionais no padrão de consumo desses bens (como diriam os coeficientes das regressões de *probits*) ou se a conjuntura desfavorável afetou os dados de aquisição momentaneamente nesse sentido.

Caso se confirme a perda de diferenciação regional da aquisição, será possível dizer que a *popularização* dos duráveis não veio no sentido de diminuir as desigualdades regionais de padrão de consumo – sendo a perda relativa de importância da variável “região” (como explicativa da probabilidade de aquisição dos bens duráveis) uma provável decorrência da força da variável “renda”.

Em termos do nível de gasto daqueles que efetivamente adquiriram os bens no período de investigação das POFs (funções consumo), o *crédito direto ao consumo* se mostrou mais relevante para o gasto com duráveis em 1995-1996 que em 2002-2003.

É possível que esse resultado decorra tanto do baixo crescimento relativo das operações de crédito ao consumo (compras a prazo), constatado anteriormente, como da própria mudança metodológica da POF de 2002-2003.

A elevação do período de avaliação dos gastos de 6 para 12 meses prévios à entrevista deve ter repercutido tanto na significância da forma de pagamento (se a crédito ou à vista) como também no próprio sinal dos coeficientes – que mudaram, em grande parte, de uma investigação para outra.

Muitos dos coeficientes negativos encontrados para os dados de 1995-1996 se tornaram positivos em 2002-2003.

Fato é que, se a pessoa comprou um bem financiado por 12 meses e a pesquisa captou apenas 6 parcelas, a influência do crédito sobre o nível de gastos provavelmente será negativa. A menos que os juros sejam abusivos, as 6 parcelas devem significar uma despesa média mensal menor que o preço à vista do bem. Por outro lado, ao se levarem em conta as 12 parcelas, não só o montante pago será superior ao preço à vista, dado os juros, como talvez a própria importância da variável diminua em termos de nível de dispêndio, uma vez que se compara não parte do dispêndio com preço, mas preço com preço, acrescido de juros.

O fato de os coeficientes da variável “forma” se manterem positivos e significativos nos dois períodos para os agregados de eletroeletrônicos (AGREG) e pequenos eletrodomésticos (PQ) pode significar que, em geral, o crédito ao consumo é importante. Uma disponibilidade maior de financiamento para os duráveis pode se refletir num nível mais elevado de dispêndio médio das famílias com eles, não só no sentido de poder comprar um bem mais caro por ter o gasto diferido no tempo, mas também por poder comprar mais bens simultaneamente.

Os coeficientes negativos, e significativos, encontrados para os automóveis nos dois períodos e para as motocicletas no primeiro, devem refletir os prazos de financiamento – que muitas vezes ultrapassam mesmo os 12 meses avaliados na última pesquisa. Não se descarta a possibilidade de diferenciação de modelos/preços entre os veículos adquiridos à vista e os comprados a prazo, o que carece de investigação.

A importância do *estado do produto* – se novo ou usado – como determinante do nível de consumo de veículos e eletroeletrônicos, observada em 1995-1996, manteve-se em 2002-2003. Como esperado, o fato de o produto ser novo incrementa o nível de dispêndio dos consumidores, mas o que realmente importa para a análise aqui empreendida é que esse resultado confirma a importância de um mercado secundário para o consumo de duráveis no Brasil metropolitano.

## 6 COMENTÁRIOS FINAIS

Este trabalho se caracterizou por ser eminentemente empírico, e sua maior contribuição foi apresentar informações microeconômicas relevantes sobre a aquisição e o gasto com bens duráveis no Brasil metropolitano.

De 1995-1996 a 2002-2003, verificou-se o transbordamento do mercado consumidor dos bens duráveis para as classes de renda menos favorecidas – a *popularização* dos duráveis –, já percebido desde a década de 1970 (COUTINHO, 1979).

Constatou-se também que, além da renda familiar *per capita*, o tamanho das famílias, sua composição etária e o sexo do seu chefe influenciam na probabi-

lidade de aquisição de duráveis – um resultado ante as tendências demográficas que se apresentam.

Os efeitos de variáveis como o nível de instrução dos chefes das famílias, o acesso a jornais e/ou revistas e a localização geográfica das famílias sobre a probabilidade de aquisição dos duráveis se mostraram ambíguos, especialmente quando se considerou a evolução da disponibilidade de duráveis (estoque) pelas famílias entre as duas pesquisas domiciliares.

Além desses resultados mais objetivos, acredita-se que outra contribuição relevante do trabalho é a apresentação de novos questionamentos sobre o mercado consumidor de duráveis e sua avaliação. Ainda que se tenha recorrido a artifícios como considerações qualitativas a respeito da evolução tecnológica dos bens constituintes dos agregados, da estrutura e da conjuntura econômica para cobrir algumas lacunas deixadas por uma análise que se ateve apenas a dois pontos de observação no tempo, algumas indagações ficaram para posterior avanço, das quais:

*a)* sugeriu-se uma relação entre a segmentação socioeconômica dos consumidores, o “ciclo de vida dos bens” que adquirem/dispõem, e uma possível funcionalidade do mercado de bens usados à classe média, que merece investigação;

*b)* o “peso” da conjuntura é algo a se avaliar na aquisição de bens em geral. Aqui, em especial, algumas questões foram deixadas em aberto – o efeito do baixo nível de atividade econômica em 2002-2003 sobre: *i)* a relativa perda de força do crédito ao consumo; e *ii)* a perda de poder explicativo das variáveis regionais e culturais.

## REFERÊNCIAS

ANFAVEA. Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores. *Anuário da Indústria Automobilística Brasileira – 2005*.

BERTASSO, B. F. *O consumo alimentar em regiões metropolitanas brasileiras: análise da Pesquisa de Orçamentos Familiares/IBGE 1995/96*. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2000.

COUTINHO, M. *Padrões de consumo e distribuição de renda no Brasil*. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Filosofia e Ciências Humanas, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1979. 106p.

FOLHA DE S. PAULO. *Caderno Dinheiro*. 28 de março de 1998.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 4<sup>th</sup> ed. Macmillan, 2000. 1.004 p.

GUTIERREZ, R. M. V. E.; ALEXANDRE, P. V. M. Complexo eletrônico brasileiro e competitividade. *BNDES Setorial*, Rio de Janeiro, n. 18, p. 165-192, set. 2003.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, p. 153-161, jan. 1979.

IBGE. *Pesquisa de Orçamentos Familiares 1995-1996*. Primeiros Resultados. Rio de Janeiro: IBGE, 1997.

IEDI. *Produção Industrial em 2003: crescimento próximo a zero*. Disponível em: <<http://www.iedi.org.br/cgi/cgilua.exe/sys/start.htm?sid=34&2=43&infoid=444&1=145>>. Acesso em: 11 de fev. de 2004.

MATTOS, A. Classe média de SP desiste de gastar. *Folha de S. Paulo*, Dinheiro, São Paulo, 4 de outubro de 2002.



PARTE 3

## **CONSUMO E DEMANDA POR ALIMENTOS**



## **ESTIMAÇÃO DO SISTEMA DE DEMANDA CENSURADA PARA O BRASIL: UTILIZANDO DADOS DE PSEUDOPAINEL**

Denisard Alves  
Tatiane Menezes  
Fernanda Bezerra

### **1 INTRODUÇÃO**

A estimação de sistemas de demanda tem sido um importante objeto de estudo da economia aplicada. As estimativas de elasticidade-preço, elasticidade preço-cruzada e elasticidade-renda são ferramentas importantes para entender os impactos das políticas públicas sobre o bem-estar do consumidor. Desde os trabalhos pioneiros de Stone (1954), que calculava equações de demanda individuais, até os atuais sistemas de demanda, muito já foi desenvolvido no sentido de estimar elasticidades.

A evolução do processo de estimação dos sistemas de demanda deve-se em grande parte às formas funcionais flexíveis desenvolvidas por Diewert (1971). Sem dúvida, o grande avanço rumo à estimação de tais sistemas foi dado por Deaton e Muellbauer (1980). Esses autores, utilizando a forma funcional flexível descrita por Christesen, Jorgensen e Lau (1975), propõem o que por eles foi denominado sistema de demanda quase ideal – Almost Ideal Demand System (AIDS). A grande vantagem da estimação dos sistemas de equações, em vez de equação por equação, é que estes permitem a junção da estimação e o teste baseado nas restrições derivadas da teoria econômica.

O sistema de demanda proposto por Deaton e Muellbauer (1980) fundamenta-se na teoria microeconômica, sendo derivado através de um processo de maximização de utilidade. O modelo AIDS consiste em uma aproximação de primeira ordem para as participações dos gastos de cada produto nos gastos totais. Tais participações são apresentadas como uma função dos logaritmos dos preços e da renda, preservando-se as propriedades derivadas da teoria do consumidor a

respeito dos parâmetros do sistema, quais sejam: aditividade, homogeneidade e simetria. Como mostrado por Deaton e Muellbauer (1980), todas essas restrições são derivadas da hipótese da maximização da utilidade. Entretanto, a estimação não restrita do modelo AIDS permite testar essas restrições impostas pela teoria.

A má nutrição e a insegurança alimentar ainda constituem um problema sério na sociedade brasileira. Dados do Censo Demográfico de 2000 revelam que no referido ano 33% dos brasileiros apresentavam uma renda mensal inferior a 1/2 salário mínimo (SM), dos quais cerca de 60% viviam no Nordeste. Diante desse quadro, saber como os brasileiros estão se alimentando é uma importante questão de saúde pública e bem-estar. Segundo Sen (2000) o grau de desenvolvimento econômico de um país deve ser medido pelo acesso de sua população a alimentação e a serviços básicos, como saúde, educação, saneamento etc.

Após mais de duas décadas sofrendo com o processo inflacionário crônico, em 1994 se dá início a um plano de estabilização que organiza os preços relativos no Brasil. Esta importante mudança tem impactos profundos sobre o ganho de bem-estar da população. Muitos trabalhos têm sido desenvolvidos no intuito de mensurar a redução da pobreza e da desigualdade de renda no país após o Plano Real, a grande maioria avaliando a dimensão da renda (ver CARVALHO; BARROS, 2006; SOARES *et al.*, 2006). Outra forma de identificar o impacto positivo do fim da inflação é a observação da estrutura de gastos do consumidor. O IBGE realizou duas Pesquisas de Orçamento Familiares (POFs) no Brasil após a estabilidade de preços. A primeira em 1995-1996 e a segunda oito anos depois, em 2002-2003, período suficientemente longo para avaliar mudanças nos hábitos de consumo.

Um dos mais importantes nutrientes de uma alimentação balanceada é a proteína. A aquisição de proteínas é fundamental para o bom desenvolvimento do cérebro, e o consumo diário desse nutriente na infância e na adolescência é fundamental para aguçar a capacidade de aprendizagem da população. Uma forma de avaliar a contribuição dos planos de estabilização de preços para o aumento do bem-estar consiste em identificar as mudanças no padrão de aquisição de alimentos ricos em proteína. Além disso, as elasticidades-renda, preço e preço cruzada para esses produtos fornecem ao administrador público um poderoso instrumento para a condução de políticas sociais.

Para o desenvolvimento do trabalho, emprega-se uma cesta composta por produtos que consistem das principais fontes de proteínas dos brasileiros, nominalmente: manteiga, embutidos, leite em pó, leite fluido, frango, carne de primeira, carne de segunda e carne de porco. Apesar de seu alto valor nutritivo, os produtos

ricos em proteínas são com certeza os mais caros componentes do grupo alimentação, não sendo assim acessíveis a uma considerável fração da população. Dessa forma, o principal desafio na estimação do sistema de demanda por proteínas consiste em contornar o problema de gastos zero.

No Brasil, a grande maioria dos trabalhos que buscam a estimação de um sistema de demanda desconsidera gastos nulos. Tal procedimento é adequado quando se procura estimar as elasticidades para uma cesta de produtos cuja demanda é amplamente difundida na população.<sup>1</sup> Entretanto, quando se deseja identificar o comportamento do consumidor diante de uma cesta restrita, os gastos nulos necessariamente aparecem e precisam ser tratados estatisticamente.

Desconsiderar os gastos nulos pode ser um erro tanto do ponto de vista econômico como do econométrico. Como enfatiza Pudney (1989), a imposição da não-negatividade como simples característica da especificação estocástica pode não ser satisfatória se não for dada uma explicação convincente para o processo de geração dos gastos nulos.

É factível supor que uma família escolhe não consumir um determinado bem em virtude do seu orçamento corrente e dos preços estabelecidos no mercado. Quando esse é o caso, tal comportamento representa uma solução de canto genuína do problema de maximização da utilidade, e pode ser representado pela estrutura Kuhn-Tucker, ou por um modelo de regressão censurada.

Ao se trabalhar com um sistema de regressões censuradas, é requerido um processo de estimação conjunta, em função da correlação dos erros entre as equações. Como ilustrado por Wales e Woodland (1983), Lee e Pitt (1986) e Chiang e Lee (1992), para contornar o problema, é necessária uma especificação composta. Ou seja, uma função densidade de probabilidade contínua para as observações positivas, e uma função de probabilidade discreta para os produtos que apresentem gastos zero. Tal abordagem requer uma função de densidade de probabilidade normal multivariada e integrada parcialmente, o que pode ser computacionalmente complicado.

Heien e Wessels (1990) (HW) utilizam um procedimento de estimação de dois estágios para superar a dificuldade de estimação causada pela existência de dados censurados num sistema de múltiplas equações. Nesse procedimento, no primeiro estágio estima-se um modelo *probit* e deriva-se a razão inversa de Mills. O segundo estágio consiste na estimação do sistema em que cada equação é aumentada por um regressor de seletividade (a razão inversa de Mills), e essa estimação é

1. Mais recentemente podem ser citados Asano e Fiúza (2003) e Menezes Silveira e Azzoni (2006).

feita pelo método de regressão aparentemente não relacionada – Seemingly Unrelated Regression (SUR).

Mais recentemente, Shonkwiler e Yen (1999) (SY) e Vermeulen (2001) mostraram que o procedimento de HW conduz a uma estimativa inconsistente. Dessa forma, SY sugerem um procedimento de estimação consistente de dois estágios, para variáveis dependentes com informação limitada.

Além desta introdução, o artigo está composto por mais quatro seções: na próxima são apresentadas sucintamente as principais características do modelo AIDS, assim como o procedimento de estimação empregado; a seção 3 inclui a descrição dos dados. Apresentação e análise dos resultados estão desenvolvidas na seção 4. Por último, a seção 5 apresenta as considerações finais.

## 2 METODOLOGIA

Em seu trabalho clássico, Deaton e Muellbauer (1980) sugerem uma forma funcional para estimação da função demanda (AIDS). O modelo AIDS é derivado a partir de uma função utilidade do consumidor. Essa forma funcional apresenta duas grandes vantagens: primeiro, assume facilmente uma forma linear, facilitando o procedimento econométrico. Segundo, permite testar as restrições impostas ao modelo de demanda, ou seja: aditividade, homogeneidade e simetria. A seguir, encontra-se o modelo AIDS modificado para captar os efeitos socioeconômicos e regionais (BLUNDEL; PASHARDES; WEBER, 1993).

$$s_{mit} = \alpha_{kit} + \sum_{m=1}^M \gamma_{ml} \ln p_l + \beta_m \ln \left( \frac{y_i}{P^*} \right) \quad (1)$$

onde  $s_{mit}$  é a parcela dos gastos em alimentação, com o  $m$ -ésimo bem, pela família

$i$  no ano  $t$ ,  $\alpha_{kit} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^K I_k G_k$ ;  $G_k$  é um vetor de variáveis que captam as características socioeconômicas e regionais;  $p_l$  é o preço do bem  $l$ ;  $y_i$  são os gastos totais da família  $i$ ; e  $P^*$  é o índice de preço definido por:

$$\ln(P^*) = \alpha_0 + \sum_m \alpha_m \ln(p_k) + \frac{1}{2} \sum_m \sum_l \gamma_{ml} \ln(p_m) \ln(p_l) \quad (2)$$

As três restrições anteriormente citadas podem ser definidas como:

1) aditividade:  $\sum \alpha_m = 1$ ,  $\sum \gamma_{ml} = 0$  e  $\sum \beta_m = 0$ ;

2) homogeneidade:  $\sum \gamma_{ml} = 0$ ; e

3) simetria:  $\gamma_{ml} = \gamma_{lm}$ ,  $\forall m$  e  $l$ .

Na aplicação do modelo AIDS, Deaton e Muellbauer (1980) sugerem o uso do índice de Stone,  $\sum_m s_m \ln(p_m)$ , a fim de obter linearidade dos parâmetros.

Entretanto, Moschini (1995) provou que o índice de Stone não é invariante a mudanças na unidade de medida e quantidades, podendo conduzir a sérios problemas de aproximação com o modelo original. Assim, neste trabalho será utilizado

o índice de preço de Paasche sugerido por Moschini (1995),  $\sum_m s_m (p_m / p_m^0)$ ,

onde  $p_m^0$  é o preço do bem  $m$  no ano-base. O modelo resultante é chamado de Linear Almost Ideal Demand System (LAIDS); essa especificação para a função demanda é uma das mais empregadas nos trabalhos empíricos.

A existência de gastos nulos no banco de dados determina que no processo de estimação seja feito algum tipo de controle para dados censurados. Cragg (1971), com o modelo de dois estágios, e Heckman (1979), com controle para viés de seleção, fizeram contribuições substanciais para modelar e estimar equações que utilizam dados censurados. Entretanto, o procedimento de Heckman não pode ser aplicado quando se trabalha com sistema de equações.

Com base no procedimento de Heckman (1979), HW sugerem um processo de estimação de um sistema de equações empregando dados censurados. O procedimento de HW, assim como o de Heckman, segue dois passos. No primeiro estima-se um *probit*, para cada produto, em função das características familiares e dos produtos, construindo assim um inverso de Mills para cada equação. No segundo passo, estima-se o sistema LAIDS empregando-se o SUR. Porém, acrescenta-se ao sistema de equação representada por (1) o inverso de Mills, como um instrumento para corrigir o viés de seleção.

Em função de sua simplicidade e semelhança com o procedimento de Heckman, a técnica descrita é citada em vários trabalhos objetivando estimar sistemas de demanda com dados censurados. Entretanto, Shonkwiler e Yen (1999)

mostraram que existia inconsistência interna no modelo de HW, o que conduzia a estimadores não consistentes. Vermeulen (2001) também mostrou que o modelo de HW produz os mesmos resultados inconsistentes gerados pelo modelo dos mínimos quadrados ordinários (MQO), quando este é aplicado a dados censurados.

O processo de estimação proposto por SY é semelhante ao de HW. A diferença fundamental é que, no segundo estágio no procedimento de SY, a correção do viés de seleção ocorre não com base no inverso de Mills, mas, sim, pela inclusão, no sistema de demanda, das funções densidade de probabilidade e densidade acumulada.<sup>2</sup>

O método de estimação proposto por Shonkwiler e Yen (1999) é desenvolvido para séries temporais. No Brasil, entretanto, não existem séries de tempo que permitam estimar um sistema de demanda. Uma das principais contribuições deste artigo é adaptar, para a estrutura de dados em painel, o procedimento de SY de estimação de um sistema de demanda com dados censurados.

Embora pouco empregada na estimação de funções de demanda, a estrutura de dados em painel é superior à de séries temporais, uma vez que permite controlar por efeitos fixos. Ao se trabalhar com painel, é possível separar as alterações dos gastos em consumo, que são função da renda ou do preço, daquelas ocorridas devido à mudança nos hábitos alimentares da população – hábitos esses que variam por faixa de renda e gerações (coortes).

Como será explicitado na próxima seção, emprega-se aqui uma estrutura de pseudopainel (MOFFITT, 1993), de modo que cada variável corresponde a uma média ponderada por ano, região, renda e coorte. Dessa forma, trabalha-se com um indivíduo representativo que no ano  $t$  se encontra na região  $m$  e pertence a uma determinada combinação de faixa de renda e geração  $i$ . É importante salientar que, mesmo impondo certa agregação aos dados, o problema de gastos zero ainda persiste para alguns produtos da cesta em estudo, por isso a necessidade de realizar a correção de SY.

O sistema de HW visa corrigir o sistema de demanda para dados censurados do tipo proposto por Amemiya (1974), o qual, em estrutura de dados em painel, pode ser descrito por (3).

$$s_{mkit}^* = f(x'_{mkit} \beta_m) + \alpha_i + \varepsilon_{mkit} \quad (3)$$

2. No artigo citado os autores realizam experimento de Monte Carlo, para demonstrar a superioridade do método por eles proposto.



onde  $s_{mkit}^*$  é uma variável latente, que representa o consumo do bem  $m$ , pela família  $k$ , na região  $i$  no ano  $t$ ;  $x'_{mkit}$  representa as variáveis explicativas do modelo, explicitadas na equação (1);  $b$  é o vetor de parâmetros das variáveis explicativas;  $\epsilon_m \sim N(0, \sigma_m^2)$  é o termo aleatório; e  $a_i$  é o termo de erro idiossincrático não observável ou o efeito fixo. Assume-se uma população estacionária; então  $a_i$  pode ser considerada constante no tempo,  $E(x'_{mit} \alpha_i) \neq 0$ . Uma vez que é empregado um pseudopainel, o modelo descrito por (3) fica melhor especificado como:

$$\bar{s}_{mlit}^* = f(\bar{x}'_{mlit} \beta_m) + \bar{\alpha}_i + \bar{\epsilon}_{mlit} \quad (4)$$

onde os gastos das  $k$  famílias são agregados por estado, coorte<sup>3</sup> e ano. De modo que:

$$\bar{s}_{mlit}^* = T^{-1} \sum_t s_{mkit}^* \quad e \quad \bar{x}'_{mlit} = T^{-1} \sum_t x'_{mkit}$$

Um estimador consistente de  $\beta$  pode ser obtido pelo estimador de efeitos fixos. A vantagem de trabalhar com dois períodos é poder extrair a primeira diferença,<sup>4</sup> eliminando assim  $\alpha_i$  e conduzindo ao seguinte sistema de equações:

$$\Delta \bar{s}_{mli}^* = f(\Delta \bar{x}'_{mli} \beta_m) + \Delta \bar{\epsilon}_{mli} \quad (5)$$

$$d_{mil}^* = \bar{z}'_{mil} \theta_m + u_{mil} \quad (6)$$

$$d_{mil}^* \begin{cases} 1 & \text{se } d_{mil}^* > 0 \\ 0 & \text{se } d_{mil}^* \leq 0 \end{cases} \quad (7)$$

e

$$\Delta \bar{s}_{mil} = d_{mil}^* \Delta \bar{s}_{mil}^*, \quad \bar{z}'_{mil} = T^{-1} \sum_t z'_{milt}, \quad m=1, \dots, 9; i=1, \dots, 9; l=1, \dots, 9; =1, 2 \quad (8)$$

3. A forma de construção das coortes é especificada na seção 3.

4. Nesse caso o estimador de efeito fixo e o estimador da primeira diferença são idênticos. Ver Wooldridge (2006, p. 491).

onde:

$d_{iml}^*$  = variável latente que capta a diferença em utilidade entre comprar ou não o  $i$ -ésimo produto;

$d_{iml}$  = variável binária observada,  $d_{iml} = 1$  quando a família representativa  $l$ , que reside na região  $i$ , adquire o bem  $m$  e  $d_{iml} = 0$ , caso não adquira;

$\bar{z}_{mi}'$  = vetor de variáveis exógenas, que influenciam a decisão de adquirir ou não o produto;

$\Delta \bar{s}_{mil}^*$  = variável latente que capta os gastos realizados com determinado produto;

$\Delta \bar{s}_{mil}$  = variável dependente observada, que corresponde aos gastos efetivamente realizados com o bem  $i$ ;

$\theta_m$  = vetor de parâmetros da equação de decisão;

$f(\Delta \bar{x}_{mi}, \beta_m)$  = forma funcional da função de demanda, não linear em  $\beta_m$ ;

$\beta_m$  = vetor de parâmetros; e

$\Delta \bar{\epsilon}_m$  e  $u_m$  = erros aleatórios.

Por hipótese,  $\Delta \bar{\epsilon}_m$  e  $u_m$  seguem uma distribuição normal bivariada com  $\text{Var}(\Delta \bar{\epsilon}_m) = V_m$ ,  $\text{Var}(u_m) = 1$  e  $\text{Cov}(\bar{\epsilon}_m, u_m) = \delta_m$ . De modo que a média condicional de  $\Delta s_{mit}$  é dada por (ver SHONKWILER; YEN, 1999, p. 973):

$$E(\Delta \bar{s}_{mi} | \Delta \bar{x}_{mi}, z_{mi}; u_{mi} > -\bar{z}_{mi}' \theta_m) = f(\Delta \bar{x}_{mi}, \beta_m) + \delta_m \frac{\phi(\bar{z}_{mi}' \theta_m)}{\Phi(\bar{z}_{mi}' \theta_m)} \quad (9)$$

onde  $\Phi(\cdot)$  e  $\phi(\cdot)$  são as funções de distribuição cumulativa e de densidade de probabilidade, respectivamente, de uma distribuição normal padrão. O fato de  $E(\Delta \bar{s}_{mit} | \Delta \bar{x}_{mit}, \bar{z}_{mit}; u_{mit} \leq -\bar{z}_{mit}' \theta_m) = 0$  implica que a média não condicional de  $\Delta \bar{s}_{mit}$  é

$$E(\Delta \bar{s}_{mi} | \Delta \bar{x}_{mit}, z_{mi}) = \Phi(\bar{z}_{mi}' \theta_m) f(\Delta \bar{x}_{mi}, \beta_m) + \delta_m \phi(\bar{z}_{mit}' \theta_m) \quad (10)$$

Baseado na equação (10) para cada  $m$ , o sistema de equações (5) e (6) pode ser escrito como em Shonkwiler e Yen (1999):<sup>5</sup>

$$\Delta \bar{s}_{mi} = \Phi(\bar{z}'_{mi} \theta_m) f(\Delta \bar{x}'_{mi} \beta_m) + \delta_m \phi(\bar{z}'_{mit} \theta_m) + \xi_{mi} \quad (11)$$

onde:

$$\xi_{mi} = \Delta \bar{s}_{mi} - E(\Delta \bar{s}_{mi} | \Delta \bar{x}_{mi}, \bar{z}_{mi}) \text{ é tal que } E(\xi_{mi} | \Delta \bar{x}_{mi}, \bar{z}_{mi}) = 0$$

A existência de consumo zero de determinados alimentos gera o problema de dados censurados, o que sugere a estimação em duas etapas do sistema de equações dado por (11). No primeiro passo aplica-se máxima verossimilhança para estimação de um modelo *probit* multivariado, obtendo-se dessa forma os valores para:  $\hat{\theta}_m$ ,  $\Phi(\bar{z}'_{mit} \hat{\theta}_m)$  e  $\phi(\bar{z}'_{mit} \hat{\theta}_m)$ .

O segundo passo consiste em estimar os vetores de parâmetros  $\beta_m$  e  $\delta_m$ , usando a equação (11) e substituindo  $\Phi(\bar{z}'_{mit} \theta_m)$  e  $\phi(\bar{z}'_{mit} \theta_m)$  pelos seus respectivos valores obtidos no primeiro estágio da estimação.

As elasticidades-preço não compensadas (marshalianas) e as elasticidades-dispêndio são obtidas diferenciando-se a equação (11) com respeito ao logaritmo dos preços e aos gastos totais. A elasticidade-dispêndio é (ver CAILLAVET, 2005, p. 6):<sup>6</sup>

$$\ell_m = 1 + \beta_m \Phi(\bar{z}'_{im} \theta_m) / s_m \quad (12)$$

E a elasticidade-preço não compensada (marshaliana) é:

$$\eta_{lm} = (\Phi(\bar{z}'_{im} \theta_m) / s_m) (\gamma_{ml} - \beta_m \bar{s}_l) - \psi_{lm} \quad (13)$$

5. Shonkwiler e Yen (1999) usam *probit* não-correlacionado como uma hipótese; então se essa hipótese é válida, o procedimento deles é válido e conduz a estimadores não só consistentes como também eficientes. Entretanto, a presença da heterocedasticidade nos erros é introduzida pela correção para dados censurados, logo requer o método dos mínimos quadrados generalizados (MQG) para corrigir esse problema. Neste artigo foi utilizado um estimador robusto derivado do processo de estimação robusta com o SUR. Também foi ajustada a estimação da variância e da covariância no segundo estágio, como é necessário, segundo Murphy e Topel (1985).

6. No entanto, algumas correções devem ser feitas devido ao problema notacional do artigo de Caillavet. Ele utiliza  $\delta_m$  para representar o delta de Kronecker e  $\delta_m$  como um parâmetro associado aos regressores  $\phi(\bar{z}'_{mit} \hat{\theta}_m)$  na formulação de Shonkwiler e Yen.

onde  $\psi_{lm}$  é o delta de Kronecker, ou seja,  $\psi_{lm} = 1$  quando  $l = m$  e  $\psi_{lm} = 0$  para  $l \neq m$ . Usando-se a equação de Slutsky, a elasticidade-preço compensada (hicksiana) pode ser calculada como:

$$\eta_{lm}^c = \eta_{lm} + \ell_m s_l \quad (14)$$

### 3 DESCRIÇÃO DOS DADOS

O trabalho utilizou como base de dados a POF, desenvolvida pelo IBGE. A POF tem por objetivo a construção do sistema de Índice de Preços ao Consumidor no Brasil (IPC-Brasil). No procedimento de coleta de dados, cada questionário fica uma semana em um diferente domicílio, detalhando os gastos diários com alimentação das famílias brasileiras.<sup>7</sup> A pesquisa também contém informações tanto das características socioeconômicas das famílias quanto da origem da renda.

As famílias pesquisadas dão informação sobre quanto gastaram com cada produto, e, embora não seja obrigatório, também são questionadas sobre a quantidade que compraram. Os microdados utilizados são de dois pontos no tempo, 1995-1996 e 2002-2003, com a amostra sendo composta por 16 mil famílias (aproximadamente) em 1995-1996 e por 48.568 famílias em 2002-2003. A pesquisa é representativa da população nas dez maiores RMs do Brasil: Belém (Norte); Salvador, Recife e Fortaleza (Nordeste); São Paulo, Belo Horizonte e Rio de Janeiro (Sudeste); Curitiba e Porto Alegre (Sul); e Brasília (Centro-Oeste).

Com o objetivo de juntar duas amostras independentes, 1995-1996 e 2002-2003, optou-se por realizar agregações a partir dos microdados originais. Para tanto, foram construídas dez faixas de renda e nove coortes em cada uma das dez RMs, para cada um dos dois anos. Definiram-se assim 1.800 famílias representativas (10 faixas  $\times$  9 coortes  $\times$  10 RMs  $\times$  2 anos). As variáveis de interesse foram formadas a partir das médias ponderadas por coorte-faixa-RM-ano. Tanto os gastos como os preços utilizados foram trazidos para valores de 2001 com base no Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

As coortes foram definidas com base na data de nascimento do chefe da família, conforme a tabela 1. A coorte mais jovem é composta por famílias cujos chefes nasceram entre 1975 e 1979, tendo 1977 como ano médio de nascimento,

7. A pesquisa de 2002-2003 contém informação de todo o Brasil, inclusive da área rural. No entanto, para fins de comparação com a pesquisa de 1995-1996, só serão utilizadas neste trabalho as dez regiões metropolitanas (RMs) representativas, excluindo-se, dessa forma, Goiânia.

TABELA 1  
Descrição das coortes

Coorte	Data de nascimento/média	Idade média em 1995	Idade média em 2002	Número médio de famílias por coorte	Número mínimo de famílias por coorte	Número máximo de famílias por coorte
1	1937	58	65	595	155	1.377
2	1942	53	60	741	311	1.481
3	1947	48	55	939	332	1.997
4	1952	43	50	1.170	537	2.607
5	1957	38	45	1.264	602	2.503
6	1962	33	40	1.377	620	2659
7	1967	28	35	1.293	585	2.749
8	1972	23	30	1.009	332	2.404
9	1977	18	25	566	43	1.658

Fonte: Cálculos próprios.

e as famílias com a data de nascimento média em 1937 compõem a coorte mais velha. As coortes 4, 5, 6 e 7 são as que apresentam maiores números de observações, como era de se esperar.

A tabela 2 apresenta o sumário das 1.800 observações, 900 de cada ano, utilizadas na análise de demanda. O objetivo do trabalho é identificar as elasticidades-renda, preço e preço-cruzada dos produtos que constituem as principais fontes de proteína no cardápio brasileiro. Para tanto, foi construída uma cesta com os seguintes produtos: manteiga, leite em pó e leite fluido, mortadela, carne de porco, carne de frango, carne de boi de primeira e carne de boi de segunda. Os produtos de laticínios são escolhidos por representarem a maior fonte de cálcio e proteína para as crianças brasileiras, enquanto os derivados da carne foram escolhidos por serem os produtos tradicionalmente consumidos pela população brasileira e serem também grande fonte de proteína.

Como pode ser observado na tabela 2, esses produtos correspondem a cerca de 20% dos gastos totais dentro do domicílio. Os valores das densidades descritas na tabela 2 não apresentam significado econômico. Optou-se por descrevê-las uma vez que são empregadas para corrigir o viés de seleção no segundo estágio da estimação, como descrito na seção 3.

Apesar de os microdados estarem agregados por coorte-renda-RM-ano, foram encontrados gastos zero para alguns produtos. A tabela 2 revela que, para manteiga e carne de porco, os gastos nulos ficam em torno de 50%, enquanto para a carne de boi ficam próximos de 20%. Para o leite fluido e a carne de frango, a proporção de gastos zero é muito baixa, em torno de 5%.

TABELA 2

**Descrição das principais variáveis**

Variáveis	Descrição	Obs- vação	Média	Desvio- padrão	Min.	Max.
Participação do produto nos gastos com alimentação dentro do domicílio						
s1	Participação da manteiga nos gastos com alimentação	881	0.005	0.006	0.00005	0.041
s2	Participação da mortadela nos gastos com alimentação	1.141	0.005	0.006	0.00001	0.108
s3	Participação do leite em pó nos gastos com alimentação	1.242	0.029	0.031	0.00009	0.430
s4	Participação da carne de porco nos gastos com alimentação	949	0.015	0.019	0.00012	0.288
s5	Participação da carne de segunda nos gastos com alimentação	1.627	0.042	0.032	0.00023	0.340
s6	Participação da carne de primeira nos gastos com alimentação	1.359	0.039	0.036	0.00078	0.364
s7	Participação do leite fluido nos gastos com alimentação	1.694	0.050	0.040	0.00051	0.571
s8	Participação do frango nos gastos com alimentação	1.708	0.053	0.032	0.00030	0.333
s9	Participação dos outros alimentos nos gastos com alimentação	1.782	0.799	0.076	0.306	1.000
Logaritmo natural dos preços dos produtos						
lnp1	ln (preço da manteiga)	1.800	2.326	0.183	1.953	2.642
lnp2	ln (preço da mortadela)	1.800	1.332	0.374	0.736	2.176
lnp3	ln (preço do leite em pó)	1.800	2.355	0.166	2.078	2.733
lnp4	ln (preço da carne de porco)	1.800	2.696	0.308	2.183	3.224
lnp5	ln (preço da carne de segunda)	1.800	1.225	0.194	0.834	1.549
lnp6	ln (preço da carne de primeira)	1.800	1.789	0.170	1.472	2.096
lnp7	ln (preço do leite fluido)	1.800	0.006	0.123	-0.270	0.320
lnp8	ln (preço do frango)	1.800	0.940	0.257	0.540	1.469
lnp9	Diferencial de preços regional por grupo de alimentação <sup>a</sup>	1.800	0.997	0.045	0.925	1.073
Variáveis de renda e gasto						
lyh	ln (gastos familiares com os produtos da cesta)	1.782	4.660	0.571	3.295	7.555
dlrpc	ln (renda familiar <i>per capita</i> )	1.781	7.837	1.989	3.270	11.074

(continua)

(continuação)

Variáveis	Descrição	Observação	Média	Desvio-padrão	Min.	Max.
Controles						
leduc	Logaritmo natural dos anos médios de estudo do chefe da família	1.782	1.408	0.452	0.000	2.079
sexo	Porcentagem de homens como chefe da família	1.782	0.761	0.161	0.000	1.000
lfilho	Número de filhos	1.744	0.419	0.569	-2.485	1.723
age	Idade do chefe da família	1.782	42.740	13.102	17.000	67.333
ldensit	Logaritmo natural da densidade populacional na RM	1.800	9.348	1.137	7.631	11.755
lnlong	Logaritmo natural da longitude da RM	1.800	3.777	0.134	3.557	3.936
lnlat	Logaritmo natural da latitude da RM	1.800	2.544	0.893	0.325	3.404
Função densidade acumulada						
fcm1		1.744	0.496	0.237	0.031	0.999
fcm2		1.744	0.348	0.237	0.007	0.997
fcm3		1.744	0.292	0.264	0.000	0.989
fcm4		1.744	0.456	0.234	0.027	0.996
fcm5		1.744	0.075	0.121	0.000	0.963
fcm6		1.744	0.224	0.230	0.000	1.000
fcm7		1.744	0.044	0.109	0.000	0.897
fcm8		1.744	0.031	0.086	0.000	0.981
Função densidade						
fi1		1.744	0.323	0.082	0.003	0.399
fi2		1.744	0.289	0.102	0.010	0.399
fi3		1.744	0.231	0.154	0.000	0.399
fi4		1.744	0.322	0.083	0.013	0.399
fi5		1.744	0.105	0.105	0.001	0.399
fi6		1.744	0.210	0.136	0.000	0.399
fi7		1.744	0.057	0.099	0.000	0.399
fi8		1.744	0.045	0.078	0.000	0.399

<sup>a</sup> Azzoni, Carmo e Menezes (2003) disponibilizam um índice de custo da alimentação entre as RMs brasileiras. Neste trabalho aplica-se esse índice como *proxy* para os preços dos produtos alimentícios.

Os preços dos produtos são obtidos a partir de um vetor de preços fornecido pelo IBGE, para o ano de 1999. Sobre esses preços aplica-se o IPCA anual de cada produto em cada RM. Com esse processo de deflacionamento é possível obter dois vetores de preços: um para 1996 e outro para 2003. Em seguida, com base no IPCA-anual-Brasil é possível recuperar os preços de 1996 e 2003 em reais de 2001.

Tanto a variável de renda como a de gasto foram deflacionadas para reais de 2001, com base no IPCA-Brasil. As variáveis de controle se subdividem em dois grupos: as características regionais (densidade pluviométrica, longitude, latitude, *dummy* para cada região) e as demográficas (sexo, idade e educação do chefe de família e número de filhos).

#### 4 ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

As equações de demanda com dados censurados estimadas neste estudo são para nove produtos: manteiga, mortadela, leite fluido, carne de porco, carne de segunda, carne de primeira, leite em pó, carne de frango e outros alimentos. Como já discutido, a escolha desses produtos se deve ao fato de serem as principais fontes de proteínas do cardápio dos brasileiros.

A estimação do sistema leva em consideração as observações censuradas numa estrutura de pseudopanel. O uso das observações agregadas por coorte e renda apresenta duas vantagens: primeiro, é um forte indício de que o gasto zero está sendo tratado como solução de canto do problema de maximização de utilidade do consumidor, em vez de ser tratado pelo argumento da infreqüência de compras. A segunda vantagem é corrigir possíveis erros de medida.

Os resultados do sistema de equações de demanda com dados censurados para o Brasil são apresentados nas tabelas 3 e 4. A tabela 3<sup>a</sup> apresenta o resultado da estimação da equação (11), cujas variáveis dependentes são a primeira diferença das participações. A primeira diferença foi extraída com o intuito de corrigir a inconsistência causada pelo efeito fixo. Embora não passando no teste de simetria ( $\text{Chi} = 89.12$ ), optou-se por estimar o modelo com essa restrição, como é de praxe nos sistemas de demanda. A tabela 4<sup>a</sup> apresenta os resultados da estimação da

---

8. O apêndice A apresenta os coeficientes estimados do sistema de demanda usando SUR com a inclusão da inversa de Mills para cada equação, seguindo Haein e Wessels (1990). Os coeficientes estimados que podem ser comparados entre os apresentados na tabela 3 e o apêndice A são as variáveis representativas, interceptos e função de distribuição acumulada. Os coeficientes da função densidade e inversa de Mills não podem ser comparados.

9. Todas as equações menos uma foram utilizadas, para evitar multicolinearidade, dado que a restrição de aditividade foi imposta.



TABELA 3

**Estimadores de efeitos fixos do sistema de demanda com dados censurados**

	Variável dependente: primeira diferença das participações							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Manteiga	Mortadela	Leite em pó	Carne de porco	Carne de segunda	Carne de primeira	Leite fluido	Frango
Densidade acumulada	-0.000 (0.50)	0.001 (0.58)	-0.001 (0.09)	0.002 (0.74)	0.025 (1.32)	0.014 (2.08)*	0.015 (0.52)	0.036 (1.48)
dlnp1	-0.001 (0.24)	-0.006 (0.57)	-0.025 (0.36)	-0.066 (1.72)	1.506 (1.31)	-0.558 (1.53)	-9.378 (0.86)	10.303 (3.73)**
dlnp2	0.001 (0.27)	0.003 (0.43)	-0.100 (2.74)**	-0.034 (1.79)	0.647 (1.56)	-0.153 (1.07)	-5.066 (0.84)	3.701 (3.05)**
dlnp3	-0.003 (0.41)	-0.016 (1.00)	-0.173 (1.70)	-0.089 (1.64)	1.970 (1.18)	-0.851 (1.62)	-12.503 (0.93)	15.268 (3.66)**
dlnp4	0.002 (0.31)	-0.001 (0.08)	-0.806 (2.63)**	-0.064 (1.39)	2.040 (1.24)	-0.863 (1.65)	-9.558 (0.85)	13.088 (4.12)**
dlnp5	0.002 (0.22)	0.012 (0.66)	0.606 (2.66)**	0.090 (1.66)	-2.120 (1.15)	1.053 (1.79)	9.103 (0.76)	-16.034 (4.00)**
dlnp6	-0.004 (0.41)	-0.007 (0.30)	-0.414 (2.20)*	-0.131 (1.59)	2.951 (1.29)	-1.213 (1.66)	-16.977 (0.73)	20.555 (3.54)**
dlnp7	-0.003 (0.83)	0.004 (0.55)	-0.002 (0.03)	0.038 (1.60)	-1.098 (2.06)*	0.282 (1.54)	4.416 (0.90)	-4.503 (3.14)**
dlnp8	0.004 (0.46)	0.002 (0.11)	0.159 (1.31)	0.103 (1.57)	-2.335 (1.29)	0.922 (1.61)	16.323 (0.77)	-15.592 (3.42)**
dly	0.000 (0.30)	-0.001 (1.04)	0.003 (0.35)	-0.007 (2.12)*	-0.030 (1.35)	-0.027 (1.85)	-0.046 (0.78)	-0.096 (2.09)*
Função densidade	0.000 (0.19)	-0.004 (2.88)**	0.035 (2.37)*	-0.016 (3.23)**	-0.032 (1.65)	-0.080 (8.59)**	-0.046 (1.40)	-0.043 (1.72)
Observações	845	845	845	845	845	845	845	845
Teste de simetria	Chi = 89.12 (p > 000)							

Nota: Valor absoluto da estatística-t entre parênteses.

\* Significativo a 5%.

\*\* Significativo a 1%.

TABELA 4

**Estimadores de efeitos fixos do sistema de demanda com dados censurados depois da imposição da simetria**

	Variável dependente: primeira diferença das participações							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Manteiga	Mortadela	Leite em pó	Carne de porco	Carne de segunda	Carne de primeira	Leite fluido	Frango
Densidade acumulada	-0.000 (0.37)	0.001 (0.65)	0.001 (0.10)	0.002 (0.80)	0.031 (1.64)	0.011 (1.69)	-0.006 (0.22)	0.045 (1.85)
dlnp1	-0.003 (0.60)	-0.001 (0.20)	-0.005 (0.73)	-0.002 (0.31)	0.006 (0.72)	-0.008 (0.80)	-0.001 (0.43)	0.006 (0.82)
dlnp2	-0.001 (0.20)	0.006 (1.62)	-0.010 (1.74)	-0.001 (0.11)	0.010 (1.31)	0.002 (0.16)	0.002 (0.46)	-0.008 (1.21)
dlnp3	-0.005 (0.73)	-0.010 (1.74)	-0.017 (0.41)	-0.005 (0.35)	-0.026 (0.71)	0.005 (0.12)	0.036 (0.68)	-0.005 (0.24)
dlnp4	-0.002 (0.31)	-0.001 (0.11)	-0.005 (0.35)	0.009 (0.51)	0.007 (0.38)	0.000 (0.00)	0.003 (0.29)	-0.007 (0.47)
dlnp5	0.006 (0.72)	0.010 (1.31)	-0.026 (0.71)	0.007 (0.38)	0.095 (1.11)	0.090 (1.55)	-0.321 (2.40)*	0.030 (0.38)
dlnp6	-0.008 (0.80)	0.002 (0.16)	0.005 (0.12)	0.000 (0.00)	0.090 (1.55)	-0.090 (1.01)	0.075 (1.10)	0.078 (1.57)
dlnp7	-0.001 (0.43)	0.002 (0.46)	0.036 (0.68)	0.003 (0.29)	-0.321 (2.40)*	0.075 (1.10)	-0.176 (1.21)	0.108 (0.83)
dlnp8	0.006 (0.82)	-0.008 (1.21)	-0.005 (0.24)	-0.007 (0.47)	0.030 (0.38)	0.078 (1.57)	0.108 (0.83)	0.254 (2.48)*
dly	0.000 (0.39)	-0.001 (0.94)	-0.001 (0.09)	-0.006 (2.00)*	-0.035 (1.61)	-0.025 (1.74)	-0.001 (0.02)	-0.101 (2.20)*
Função de densidade	0.000 (0.23)	-0.004 (2.88)**	0.019 (1.35)	-0.014 (3.01)**	-0.041 (2.16)*	-0.078 (8.53)**	-0.030 (0.92)	-0.059 (2.44)*
Observações	845	845	845	845	845	845	845	845

Nota: Valor absoluto da estatística-t entre parênteses.

\* Significativo a 5%.

\*\* Significativo a 1%.

equação (11), com a imposição da simetria requerida pela teoria do consumidor.<sup>10</sup> A tabela 5 apresenta as elasticidades, utilizando-se os coeficientes estimados depois da imposição da simetria exigida pela teoria do consumidor.

As elasticidades-renda dos produtos ricos em proteína são significativas e muito próximas da unidade. Esses resultados sugerem que a situação de carência

TABELA 5  
**Elasticidades-preço, preço-cruzada e dispêndio**

	Manteiga	Mortadela	Leite em pó	Carne de porco	Carne de segunda	Carne de primeira	Leite fluido	Frango	Outros alimentos
Elasticidade do dispêndio									
	1.027 (0.000)	0.914 (0.000)	0.993 (0.000)	0.805 (0.000)	0.939 (0.000)	0.855 (0.000)	0.999 (0.000)	0.942 (0.000)	1.213 (0.000)
Elasticidade-preço e preço-cruzada									
Manteiga	-1.280 (0.007)								
Mortadela	-0.031 (0.864)	-0.592 (0.017)							
Leite em pó	-0.045 (0.510)	-0.163 (0.690)	-1.139 (0.006)						
Carne de porco	-0.057 (0.773)	-0.016 (0.934)	-0.117 (0.780)	-0.716 (0.178)					
Carne de segunda	0.074 (0.424)	0.088 (0.160)	-0.146 (0.564)	0.091 (0.629)	-0.790 (0.000)				
Carne de primeira	-0.100 (0.454)	0.019 (0.819)	0.068 (0.823)	0.018 (0.944)	0.208 (0.057)	-1.478 (0.004)			
Leite fluido	-0.009 (0.784)	0.020 (0.544)	0.240 (0.441)	0.044 (0.667)	-0.430 (0.029)	0.374 (0.220)	-1.102 (0.000)		
Frango	0.069 (0.338)	-0.045 (0.303)	0.017 (0.881)	-0.036 (0.786)	0.087 (0.421)	0.379 (0.068)	0.140 (0.187)	-0.800 (0.000)	
Outros alimentos	-0.004 (0.479)	0.000 (0.980)	-0.027 (0.728)	0.007 (0.646)	-0.161 (0.207)	0.202 (0.008)	-0.349 (0.177)	0.543 (0.001)	-0.441 (0.416)

Nota: Valores de p para hipótese nula da elasticidade estão entre parênteses, abaixo do valor estimado da elasticidade. O desvio-padrão é estimado pelo método de Delata (GREENE, 2002), que implica que o valor-p corresponde aos resultados do teste de Wald.

10. Os resultados do primeiro passo utilizando o modelo *probit* são apresentados no apêndice B. Como é possível observar, no segundo estágio da estimação foram excluídas as variáveis demográficas (sexo, número de filhos, idade), as variáveis geográficas (latitude, longitude e altitude), os decis de renda e as coortes, embora tenham sido incluídas no primeiro estágio na regressão *probit*. Essas variáveis são parte da decisão do consumidor de comprar ou não cada produto, mas não entram diretamente como regressores nas equações da demanda censurada. Tal procedimento torna a identificação dos parâmetros do sistema possível, sem a necessidade de depender só da não-linearidade do modelo de dois estágios para identificação.

alimentar vivida pelos brasileiros torna os alimentos ricos em proteína bens normais. Ou seja, um aumento na renda dos brasileiros levaria em média a uma elevação nos gastos com esses produtos na mesma proporção. Vale salientar que, em países onde não existe desnutrição, produtos alimentícios em geral são bens inferiores.

Por sua vez, as elasticidades-preço são todas negativas e em sua maioria significativas e bastante elevadas. O fato de os produtos ricos em proteína serem em média preço-elásticos indica que um aumento no preço desses produtos reduz seu consumo em proporção semelhante. O resultado corrobora o encontrado para elasticidade-renda, ou seja, o consumo de bens ricos em proteína é de difícil acesso para a maioria dos brasileiros.

Embora a maioria das elasticidades cruzadas não seja diferente de 0, as elasticidades-preço-cruzadas da carne de primeira contra a carne de segunda (0.208) e contra o frango (0.379) mostraram-se positivas e significativas a 10%. De fato, é esperado que haja uma relação de substituição entre os itens acima mencionados. Esse resultado ajuda também a explicar a alta elasticidade-preço dos derivados da carne, ou seja, uma pequena elevação no preço da carne de primeira faz com que o consumidor a substitua pela carne de segunda e/ou pelo frango.

Como teste de robustez para os nossos resultados, estes foram comparados a outros encontrados na literatura. As elasticidades-dispêndio estimadas estão dentro do intervalo das elasticidades mostrado em Bai e Wahl (2005) e Coelho (2006); ambos os trabalhos utilizaram a forma quadrática do modelo AIDS, também conhecida como QUAIDS. O primeiro estudo era para a China e o segundo para o Brasil.

Para o leite fluido, Bai e Wahl relataram valores de  $-0,9523$  e  $1,0223$  para as elasticidades-preço compensadas e elasticidade-dispêndio, respectivamente, e neste estudo foram encontradas elasticidades de  $-1,102$  e  $0,999$ , ambas altamente significativas, de acordo com os valores de  $p$ , como mostrado na tabela 5. Coelho encontra elasticidade-dispêndio muito próxima; entretanto, a elasticidade-preço é muito menor,  $-0,142$ .<sup>11</sup>

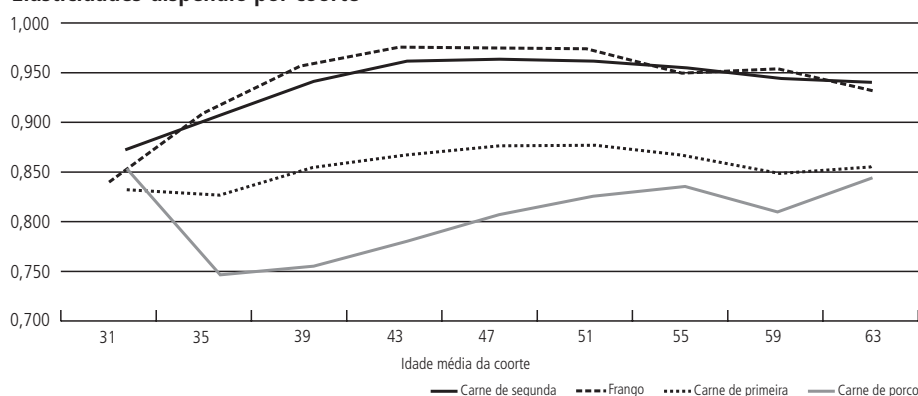
11. Embora exista diferença entre as elasticidades-preço da demanda para o leite fluido entre Coelho (2006) e as relatadas neste trabalho, é bom lembrar que ele utiliza dados *cross-section* da POF de 2002-2003, enquanto aqui se utiliza um pseudopanel das coortes derivadas de duas pesquisas: 1995-1996 e 2002-2003; algumas diferenças entre as estimativas se devem à diferença na especificação do modelo, uma vez que Coelho utiliza o modelo QUAIDS; e algumas diferenças se devem à análise por coortes realizadas neste trabalho, enquanto Coelho utiliza *cross-section*. No presente trabalho, as elasticidades-preço deveriam ser maiores, porque os dados utilizados aqui refletem um longo período de tempo, no qual o ajustamento das quantidades pode ser feito, enquanto num curto período de tempo, como nos dados *cross-section* de Coelho, existe alguma rigidez de ajustamento das quantidades aos preços. Todas as elasticidades-dispêndio relatadas neste estudo coincidem com Coelho, mas as elasticidades-preço deste trabalho são sempre maiores que as encontradas naquele.

Caillavet (2005) usa uma especificação linear do modelo AIDS, igual à usada neste trabalho, e, assim como se faz aqui, utiliza a abordagem de Shonkwiler e Yen (1999) e impõe a restrição de aditividade nas equações das parcelas de renda gasta com cada bem.<sup>12</sup> O autor citado obtém uma elasticidade-preço para manteiga de  $-1,052$ , enquanto neste trabalho tal elasticidade é de  $-1,280$ . Como o Brasil é um país pobre, e o consumo da margarina é bastante difundido como substituto da manteiga, é esperado um alto valor para elasticidade-preço desse produto – diferentemente do que é observado na França, lugar para o qual foi realizado o trabalho de Caillavet e onde, pelos hábitos alimentares, não existe um substituto próximo da manteiga.

O fato de se utilizarem as coortes permite analisar como as elasticidades se comportam ao longo do ciclo de vida. De forma geral, é possível afirmar que não existem grandes alterações das elasticidades entre as coortes para a maioria dos produtos escolhidos.<sup>13</sup> Os gráficos 1 e 2 mostram o comportamento da elasticidade-dispêndio e preço por coorte apenas para os produtos em que de fato é encontrada alteração no comportamento do consumo.

Com base no gráfico 1, é possível identificar que as coortes mais jovens são as que apresentam as menores elasticidades-renda para as carnes de primeira e de segunda e para o frango. Essa elasticidade vai crescendo ao longo do ciclo de vida e volta a cair nas coortes mais idosas. Como os dados são de consumo familiar, o comportamento da elasticidade deve estar diretamente relacionado com a presença de filhos na família. A elasticidade-dispêndio da carne de porco, embora apresente

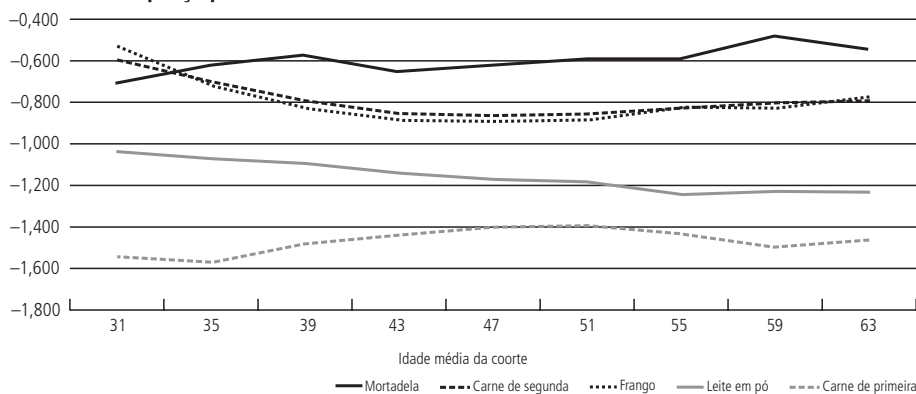
GRÁFICO 1

**Elasticidades-dispêndio por coorte**

12. Impor a condição de aditividade corresponde a impor que  $\sum \alpha_m = 1$  na equação (2).

13. O apêndice C contém as estimativas de elasticidades-renda e preço por coorte.

GRÁFICO 2

**Elasticidades-preço por coorte**

comportamento semelhante ao das outras três analisadas ao longo do ciclo de vida, aparentemente não revela uma redução na elasticidade-dispêndio nas coortes mais velhas.

O gráfico 2 descreve o comportamento das elasticidades-preço por coorte. Assim como no caso da elasticidade-renda, as elasticidades-preço para a carne de segunda e para o frango mimetizam uma a outra. As famílias jovens são aparentemente inelásticas ao preço desses dois produtos, tornando-se elásticas ao longo do ciclo de vida. A carne de primeira, entretanto, apresenta um comportamento inverso, reduzindo um pouco sua elasticidade ao longo do ciclo de vida. Vale salientar, porém, que a carne de primeira é a que apresenta a maior elasticidade-preço entre os produtos estudados. Mais uma vez, a presença de filhos adolescentes na família aumenta os gastos com alimentação, tornando o consumo da carne de segunda e do frango mais sensível ao preço do produto.

Outro alimento que merece destaque na análise da elasticidade-preço por coorte é a mortadela. O comportamento de preço inelástico da mortadela pode ser explicado em boa parte pelo hábito de consumo. A mortadela era um integrante diário da dieta dos brasileiros na década de 1950, principalmente entre os descendentes de italianos. A alteração nos hábitos alimentares fez com que os embutidos de modo geral fossem substituídos por outras fontes de proteínas mais saudáveis. Entretanto, seu consumo permanece alto nas gerações mais idosas, como mostra o gráfico 2.

As análises anteriores sugerem ser a carne de segunda e o frango as principais fontes de proteína dos brasileiros, correspondendo, pela tabela 2, a cerca de 10% dos gastos totais com alimentação dentro do domicílio. Para as famílias mais jovens,

essas duas fontes de proteína podem ser consideradas bens inferiores e inelásticas ao preço, indicando que ao menos nessa fatia da população o consumo dos referidos produtos ocorre de forma satisfatória. Entretanto, nas gerações mais velhas, a carne de segunda e o frango são bens normais e elásticos ao preço. Comportamento semelhante é observado para o leite em pó. Embora esse produto não tenha sua elasticidade-renda alterada ao longo do ciclo de vida (tabela do apêndice A), sua elasticidade-preço fica muito elevada.

A mudança de comportamento das famílias diante desse produto pode ser em parte explicada pela redução da renda *per capita* familiar, em função da presença de filhos adolescentes. A elevação das despesas faz com que as famílias sejam levadas a reduzir seu consumo de proteína, exatamente no período em que as crianças se encontram em fase de crescimento e que mais necessitam dessa fonte de nutrientes. Também é possível observar a presença de idosos, para os quais alimentos como o leite é fundamental.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Como sugerem Wales e Woodland (1983), seguindo o trabalho pioneiro de Tobin (1958), teoricamente a estimação do modelo de demanda tem a possibilidade de solução de canto para o problema de maximização da utilidade. O gasto nulo com alguns produtos é um resultado natural do processo de escolha do consumidor. Neste estudo, o gasto zero é visto como uma solução de canto do problema de maximização da utilidade, oriundo da incapacidade financeira do consumidor brasileiro em adquirir bens ricos em proteína.

O procedimento de estimação aqui empregado está de acordo com a solução de canto que obedece à coerência teórica requerida por Van Soest, Kooreman e Kapteyn (1993). Embora os estimadores sejam consistentes, sua eficiência precisa ser alcançada pela imposição da restrição de aditividade no sistema e testada para possíveis correlações entre as equações estimadas no primeiro estágio. Se a correlação for detectada, um modelo *probit* multivariado tem de ser usado ainda no primeiro estágio. No segundo estágio, a estimação é feita seguindo Shonkwiler e Yen (1999). É importante salientar que a abordagem do pseudopainel por coorte introduz um problema de erros de medida no modelo, que necessita ser controlado. Novas pesquisas sobre esses problemas, utilizando dados da POF, estarão disponíveis em um futuro próximo.

O trabalho foi desenvolvido com os microdados da POF do IBGE, para os anos de 1995-1996 e de 2002-2003. Neste estudo as elasticidades-preço, elasticidades-preço cruzadas e elasticidades-dispêndio foram consistentemente estimadas

para alguns produtos do grupo alimentação, utilizando-se a especificação do modelo AIDS para uma estrutura de pseudopainel, montada a partir de coortes etárias aqui construídas. O trabalho visou identificar a demanda dos brasileiros por produtos ricos em proteína. Com esse intuito, a princípio foi construída uma cesta composta de oito itens ricos nesse nutriente: manteiga, mortadela, leite fluido, leite em pó, carne de primeira, carne de segunda, frango e carne de porco.

Dada sua importância nutritiva, numa sociedade em que a população média tem acesso à alimentação, espera-se que a maioria desses itens seja de bens inferiores e com baixa elasticidade-preço. Os resultados, entretanto, mostram que de fato os oito produtos são bens normais e elásticos ao preço, o que é compatível com uma sociedade onde prevalecem a má nutrição e a insegurança alimentar.

Outra importante contribuição do trabalho foi identificar a variação da demanda entre gerações. Produtos como carne de segunda e frango, que atualmente consistem nas principais fontes de proteínas consumidas no Brasil, têm suas elasticidades alteradas ao longo do ciclo de vida. Ambos são inelásticos ao preço para as gerações mais novas, tornando-se elásticos ao longo do ciclo de vida. Outro item que merece destaque é o leite em pó, que eleva sua elasticidade-preço ao longo do ciclo de vida. Embora seja fundamental para os idosos, por também ser uma importante fonte de cálcio, as gerações mais velhas o tratam como bem supérfluo, reduzindo o consumo numa proporção maior do que o aumento do preço. Tais resultados refletem a queda no poder aquisitivo das famílias em virtude da chegada dos filhos, e serve de guia para políticas públicas que visem aumentar o bem-estar da população.

## REFERÊNCIAS

- AMEMIYA, T. Multivariate regression and simultaneous equation models when the dependent variables are truncated normal. *Econometrica*, v. 42, n. 6, p. 999-1.002, Nov. 1974.
- \_\_\_\_\_. The nonlinear two-stage least-square estimator. *Journal of Econometrics*, v. 2, n. 2, p. 105-110, July 1974.
- ASANO, S.; FIÚZA, E. P. S. An analysis of the Brazilian consumer behavior: a microeconomic study based on regional price indexes and metropolitan household expenditures. In: FUKUCHI, T.; CAVALCANTI, M. A. F. H. (Eds.). *Modeling the Brazilian economy: macroeconomics, security and consumer demand*. Rio de Janeiro: Ipea, 2003.
- AZZONI, C. R.; CARMO, H. E.; MENEZES, T. Comparações da paridade do poder de compra entre cidades: aspectos metodológicos e aplicação ao caso brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 33, n. 1, 2003.
- BAI, J.; WAHL, T. Estimating a quadratic AIDS model using chinese urban household data and implications for dairy products. In: *China's agri-food value chain: opportunities and challenges, Proceedings of the Western Education Research Activity (WERA-101)*, Apr. 25-26, 2005.



- BLUNDELL, R.; PASHARDES, P.; WEBER, G. What do we learn about consumer demand patterns from micro data? *American Economic Review*, v. 83, n. 3, p. 570-597, 1993.
- CAILLAVET, F. Poverty and healthy diet: education poor or income poor? A two-step model for fat consumption in France. In: SEMINAR THE ECONOMICS AND POLICY OF DIET AND HEALTH, 97<sup>th</sup>, Apr. 2005. *Reading...* EAAE.
- CHIANG, J.; LEE, L., -F. Discrete/continuous models of consumer demand with binding non-negativity constraints. *Journal of Econometrics*, v. 54, p. 79-93, 1992.
- CHRISTENSEN, L. R.; JORGENSEN, D. W.; LAU, L. J. Transcendental logarithmic utility functions. *American Economic Review*, v. 65, p. 367-383, 1975.
- CRAGG, J. G. Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods. *Econometrica*, v. 39, n. 5, p. 829-844, Sep. 1971.
- COELHO, A. B. *A demanda de alimentos no Brasil, 2002/2003*. 2006. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, 2006.
- DEATON, A.; MUELLBAUER, J. Almost ideal demand system. *American Economic Review*, v. 70, p. 312-326, June 1980.
- DIEWERT, W. An application of the Shephard duality theorem: a generalized Leontief production function. *Journal of Political Economy*, v. 79, n. 3, p. 481-507, May-June 1971.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 5<sup>a</sup> ed. Upper Saddle River: Prentice hall, 2002.
- HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, Jan. 1979.
- HEIEN, D.; WESSELLS, C. R. Demand system estimation with microdata: a censored regression approach. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 8, p. 365-371, 1990.
- LEE, L.-F.; PITT, M. M. Microeconomic demand systems with binding nonnegativity constraints: the dual approach. *Econometrica*, v. 54 p. 1.237-1.242, Sep. 1986.
- MENEZES, T.; SILVEIRA NETO, R. M.; AZZONI, C. R. Demografia, ciclo de vida e dinâmica da desigualdade regional de renda. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador. Anais ... Salvador: Anpec, 2006.
- MOFFITT, R. Identification and estimation of dynamic models with time series of repeated cross sections. *Journal of Econometrics*, v. 59, p. 99-123, 1993.
- MOSCHINI, G. Units of measurement and the stone index in demand system estimation. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 76, p. 63-38, 1995.
- MURPHY, K. M.; TOPEL, R. H. Estimation and inference in two-step econometric models. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 3, n. 4, p. 370-379, Oct. 1985.
- PUDNEY, S. *Modeling individual choice: the econometrics of corners, kinks and holes*. New York: Basil Blackwell, 1989.
- SEN, A. *Desenvolvimento como liberdade*. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.
- SHONKWILER, J.; YEN, S. Two-step estimation of a censored system of equations. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 81, n. 4, p. 972-982, Nov. 1999.
- STONE, R. *The measurement of consumers expenditure and behaviors in the United Kingdom 1920-1938*. London: National Institute of Economic and Social Research, 1954. v. I.

TOBIN, J. Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica*, v. 26, p. 24-36, 1958.

WALES, T. J.; WOODLAND, A. D. Estimation of consumer demand systems with binding non-negativity constraints. *Journal of Econometrics*, v. 21, p. 263-285, 1983.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à econometria*. São Paulo: Thompson Pioneira, 2006.

VAN SOEST, A.; KOOREMAN, P.; KAPTEYN, A. Coherency and regularity of demand systems with equality and inequality constraints. *Journal of Econometrics*, v. 57, p. 161-188, 1993.

VERMEULEN, F. A note on Heckman-type corrections in models for zero expenditures. *Applied Economics*, v. 33, n. 9, July 2001.

## APÊNDICE A

### Resultados da estimação segundo Hein e Wessels

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Manteiga	Mortadela	Leite em pó	Carne de porco	Carne de segunda	Carne de primeira	Leite fluido	Frango
Constante	0.001 (3.17)**	0.001 (4.03)**	-0.010 (7.54)**	0.003 (3.15)**	-0.001 (0.87)	0.021 (15.37)**	0.004 (2.58)**	0.004 (2.43)*
lph1	-0.003 (0.67)	-0.003 (1.06)	-0.006 (0.93)	-0.006 (0.99)	0.005 (0.65)	-0.011 (1.12)	-0.000 (0.11)	0.007 (0.89)
lph2	-0.003 (1.06)	-0.000 (0.08)	-0.009 (1.59)	-0.009 (1.25)	0.011 (1.27)	-0.017 (1.70)	0.006 (1.20)	0.003 (0.39)
lph3	-0.006 (0.93)	-0.009 (1.59)	0.014 (0.36)	-0.007 (0.53)	-0.012 (0.25)	-0.018 (0.50)	-0.012 (0.22)	0.011 (0.42)
lph4	-0.006 (0.99)	-0.009 (1.25)	-0.007 (0.53)	-0.003 (0.20)	0.002 (0.10)	-0.038 (1.79)	0.015 (1.38)	0.015 (1.01)
lph5	0.005 (0.65)	0.011 (1.27)	-0.012 (0.25)	0.002 (0.10)	-0.016 (0.12)	0.081 (1.48)	-0.618 (3.12)**	0.151 (1.54)
lph6	-0.011 (1.12)	-0.017 (1.70)	-0.018 (0.50)	-0.038 (1.79)	0.081 (1.48)	-0.270 (3.25)**	0.024 (0.37)	0.049 (0.87)
lph7	-0.000 (0.11)	0.006 (1.20)	-0.012 (0.22)	0.015 (1.38)	-0.618 (3.12)**	0.024 (0.37)	-0.316 (2.06)*	-0.109 (0.59)
lph8	0.007 (0.89)	0.003 (0.39)	0.011 (0.42)	0.015 (1.01)	0.151 (1.54)	0.049 (0.87)	-0.109 (0.59)	0.942 (4.12)**
Lyh	0.001 (1.22)	0.001 (1.04)	-0.010 (2.18)*	-0.000 (0.15)	-0.017 (1.19)	0.025 (2.19)*	-0.024 (0.52)	-0.066 (1.65)
Mills_i	-0.000 (0.07)	-0.000 (0.06)	0.014 (1.30)	0.000 (0.05)	0.015 (0.40)	0.001 (0.07)	0.077 (1.91)	-0.172 (3.29)**
Observações	891	891	891	891	891	891	891	891

Nota: Valor absoluto da estatística-t entre parênteses.

\* Significativo a 5%.

\*\* Significativo a 1%.

## APÊNDICE B

Primeiro estágio da estimação: *probits t*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Manteiga	Mortadela	Leite em pó	Carne de porco	Carne de segunda	Carne de primeira	Leite fluido	Frango
Constante	4.833 (2.61)**	3.515 (1.82)	18.723 (6.04)**	-1.919 (1.06)	0.694 (0.20)	-8.433 (3.30)**	0.017 (0.00)	11.065 (1.94)
lph1	-0.465 (1.65)	0.120 (0.41)	0.805 (2.09)*	-0.255 (0.91)	-0.032 (0.08)	0.188 (0.56)	-0.334 (0.47)	0.255 (0.39)
lph2	-0.668 (2.83)**	-0.032 (0.13)	-1.456 (4.45)**	-0.200 (0.84)	-1.022 (2.81)**	0.254 (0.87)	0.292 (0.43)	-0.917 (1.47)
lph3	0.765 (2.36)*	-1.653 (5.09)**	-0.139 (0.32)	0.599 (1.90)	-0.284 (0.64)	-0.895 (2.32)*	-1.184 (1.22)	-1.466 (2.16)*
lph4	-0.689 (2.08)*	-1.217 (3.55)**	0.473 (1.03)	-1.148 (3.43)**	0.697 (1.37)	-2.848 (7.00)**	-0.197 (0.23)	0.486 (0.49)
lph5	0.576 (1.34)	-1.340 (3.14)**	-2.092 (4.52)**	-0.046 (0.11)	-0.126 (0.19)	-0.766 (1.45)	0.062 (0.03)	1.281 (1.41)
lph6	-0.293 (0.55)	2.986 (5.37)**	0.543 (0.88)	4.454 (8.15)**	0.323 (0.38)	6.432 (8.78)**	4.360 (1.65)	1.492 (1.11)
lph7	-0.366 (0.74)	-0.125 (0.24)	-0.759 (0.88)	-1.080 (2.20)*	-1.216 (1.23)	-1.977 (2.70)**	-1.103 (1.02)	0.923 (0.56)
lph8	0.296 (1.07)	-0.218 (0.77)	-0.178 (0.47)	-1.272 (4.55)**	-1.292 (2.99)**	1.127 (3.16)**	-0.952 (0.94)	-1.817 (2.51)*
lph9	3.937 (2.33)*	0.185 (0.10)	-1.089 (0.46)	-0.406 (0.24)	-4.700 (1.72)	-4.447 (2.02)*	-5.016 (0.87)	-4.163 (0.76)
Lyh	-0.885 (7.87)**	-1.043 (9.41)**	-0.934 (7.82)**	-0.880 (8.02)**	-0.988 (6.96)**	-1.028 (7.90)**	-1.061 (5.27)**	-1.168 (6.33)**
Lnrpc	0.549 (7.42)**	0.446 (6.46)**	0.288 (3.82)**	0.601 (8.18)**	0.217 (2.52)*	0.825 (10.02)**	0.500 (4.26)**	0.279 (2.58)**
Age	0.010 (2.21)*	-0.003 (0.71)	-0.008 (1.83)	0.003 (0.74)	0.017 (3.11)**	0.007 (1.45)	0.021 (2.50)*	0.022 (3.08)**
Leduc	0.811 (4.37)**	0.170 (0.95)	0.563 (2.76)**	-0.034 (0.19)	0.713 (3.12)**	0.616 (3.04)**	1.143 (3.64)**	1.071 (3.64)**
Lfilho	0.409 (4.94)**	0.310 (3.87)**	0.021 (0.24)	0.410 (5.04)**	0.293 (2.97)**	0.368 (3.78)**	0.185 (1.16)	0.201 (1.50)

(continua)

(continuação)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Manteiga	Mortadela	Leite em pó	Carne de porco	Carne de segunda	Carne de primeira	Leite fluido	Frango
Sexo	0.282 (1.15)	0.385 (1.61)	-0.255 (0.96)	0.908 (3.71)**	-0.053 (0.17)	0.073 (0.27)	-0.156 (0.36)	-0.139 (0.35)
Lnlat	-0.395 (3.99)**	0.001 (0.01)	-1.256 (7.27)**	-0.333 (3.46)**	-0.649 (3.19)**	-0.451 (3.17)**	0.623 (2.02)*	-0.216 (0.88)
Ldensit	0.173 (2.58)**	0.280 (4.32)**	0.499 (5.46)**	-0.138 (2.14)*	0.344 (3.53)**	0.079 (1.02)	-0.030 (0.16)	-0.023 (0.16)
Lnlong	-2.628 (6.05)**	-0.430 (0.99)	-4.101 (5.38)**	-0.303 (0.72)	1.653 (1.78)	2.315 (3.80)**	0.454 (0.37)	-0.739 (0.69)
Observações	1.744	1.744	1.744	1.744	1.744	1.744	1.744	1.744

Nota: Valor absoluto da estatística-t entre parênteses.

\* Significativo a 5%.

\*\* Significativo a 10%.

**APÊNDICE C****Elasticidades-renda e preço por coorte**

	Coorte1	Coorte2	Coorte3	Coorte4	Coorte5	Coorte6	Coorte7	Coorte8	Coorte9
Elasticidades-renda por coorte									
Manteiga	1.031	1.027	1.025	1.024	1.023	1.031	1.029	1.035	1.017
Mortadela	0.903	0.890	0.914	0.913	0.920	0.926	0.909	0.920	0.939
Leite em pó	0.990	0.990	0.989	0.991	0.992	0.993	0.995	0.996	0.996
Carne de porco	0.844	0.810	0.835	0.826	0.807	0.780	0.755	0.746	0.851
Carne de segunda	0.941	0.946	0.955	0.962	0.964	0.960	0.940	0.907	0.871
Carne de primeira	0.856	0.850	0.867	0.877	0.877	0.868	0.854	0.827	0.833
Leite fluido	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.998
Carne de frango	0.932	0.954	0.951	0.974	0.975	0.975	0.956	0.910	0.838
Outros alimentos	1.214	1.211	1.214	1.212	1.211	1.212	1.214	1.215	1.213
Elasticidades-preço por coorte									
Manteiga	-1.314	-1.277	-1.250	-1.245	-1.233	-1.323	-1.298	-1.363	-1.171
Mortadela	-0.544	-0.482	-0.593	-0.592	-0.624	-0.650	-0.573	-0.620	-0.707
Leite em pó	-1.223	-1.225	-1.244	-1.187	-1.168	-1.136	-1.093	-1.065	-1.035
Carne de porco	-0.764	-0.722	-0.755	-0.745	-0.721	-0.685	-0.650	-0.637	-0.770
Carne de segunda	-0.788	-0.809	-0.831	-0.856	-0.863	-0.854	-0.797	-0.703	-0.600
Carne de primeira	-1.465	-1.494	-1.433	-1.400	-1.402	-1.439	-1.483	-1.577	-1.543
Leite fluido	-1.130	-1.113	-1.107	-1.061	-1.068	-1.053	-1.092	-1.111	-1.170
Carne de frango	-0.772	-0.829	-0.822	-0.880	-0.887	-0.888	-0.837	-0.722	-0.534
Outros alimentos	-0.446	-0.432	-0.449	-0.437	-0.431	-0.438	-0.446	-0.451	-0.444



## **MUDANÇAS NO PADRÃO DE CONSUMO DE ALIMENTOS TEMPO-INTENSIVOS E DE ALIMENTOS POUPADORES DE TEMPO, POR REGIÃO DO BRASIL**

Madalena Maria Schlindwein  
Ana Lúcia Kassouf

### **1 INTRODUÇÃO**

Para se analisar o padrão de consumo alimentar de uma população é importante considerar os fatores socioeconômicos e demográficos que, no Brasil, por se tratar de um país continental, diferem significativamente entre as várias regiões. Importantes mudanças socioeconômicas e demográficas vêm sendo observadas no Brasil, como na composição das famílias, na participação da mulher no mercado de trabalho e na urbanização. Junto a isso constata-se uma nova tendência de gastos com alimentação, como o aumento do consumo de alimentos prontos e a substituição do consumo de alimentos tradicionais e que demandam maior tempo de preparo por alimentos mais práticos, de fácil e rápido preparo.

Existem muitos prejuízos decorrentes tanto do consumo alimentar insuficiente (deficiências nutricionais) quanto do consumo alimentar excessivo (obesidade). Uma boa qualidade de vida e de saúde requer uma dieta adequada em quantidade e qualidade. De acordo com Mondini e Monteiro (1994), existe a necessidade de mais estudos sobre o consumo alimentar no Brasil e as autoridades públicas brasileiras deveriam dar maior importância a essa questão, uma vez que existe uma relação estreita entre dieta alimentar e saúde.

Os padrões de consumo de alimentos e, conseqüentemente, os problemas de desnutrição e obesidade resultantes do consumo inadequado são diferentes entre as áreas urbanas e rurais devido, em grande parte, aos fenômenos particulares de cada situação. A vida urbana, geralmente, implica maior participação da mulher no mercado de trabalho, o que a obriga a dividir seu tempo entre a necessidade de geração de renda (ou seja, o trabalho fora de casa) e o cuidado com os filhos e com a casa.

A taxa de participação da mulher no mercado de trabalho brasileiro, de acordo com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2003 é de 41,5%. Para Hoffmann e Leone (2004, p. 39) “a ampliação da participação da mulher na atividade econômica continuou a ocorrer nas duas últimas décadas, a despeito do contexto econômico pouco favorável para a inserção no mercado de trabalho, que atingiu a população em idade ativa em geral”. Segundo os autores, essa intensificação da participação da mulher no mercado de trabalho elevou a proporção de domicílios onde a mulher trabalha fora de casa de 35%, em 1981, para 46,9%, em 2002. Destaque-se que, de acordo com os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), atualmente 54% das mulheres brasileiras chefes de família ou cônjuges trabalham.

A urbanização está associada à mudança no estilo de vida das pessoas. Estas passam a ser mais sedentárias e a se defrontarem com uma gama de opções para o consumo de diferentes tipos de alimentos. A urbanização é acompanhada por um maior número de ocupações que demandam menos esforço físico devido, principalmente, às novas tecnologias. Maiores opções de transportes públicos e mudanças das atividades de lazer – para jogos de computador e televisor – também contribuem para a redução das atividades físicas. Enquanto as mudanças no trabalho afetam basicamente os adultos, a tecnologia, os transportes e o lazer afetam também as crianças e podem ser responsáveis, em grande parte, pelo crescimento da obesidade infantil observada mundialmente (RUEL; HADDAD; GARRETT, 1999).

Segundo os autores citados anteriormente, existem sérias implicações resultantes de mudanças nos padrões dietéticos e de atividades associadas com a urbanização. O maior consumo de gorduras e açúcar refinado combinado a um estilo de vida mais sedentário, por exemplo, aumenta os riscos de obesidade, doenças cardiovasculares, alguns tipos de câncer e outras doenças crônicas.

No sentido de enfatizar a mudança no padrão de consumo de alguns alimentos no Brasil, pode-se verificar na tabela 1 um comparativo entre as quantidades adquiridas de alguns alimentos selecionados ao longo do tempo,<sup>1</sup> entre os quais se destacam os que apresentam significativas variações nas quantidades consumidas no período em análise.

1. Com o intuito de se fazer uma comparação dos resultados da POF de 2002-2003 com as outras POFs e o Estudo Nacional da Despesa Familiar (Endef) de 1974-1975, trabalhou-se com as regiões metropolitanas (RMs) e foram consideradas as quantidades adquiridas de produtos alimentares apenas por meio de despesas monetárias, uma vez que nas outras POFs não se investigaram as aquisições não-monetárias (IBGE, 2004a). Dessa forma, é possível que haja alguma diferença entre essas quantidades e as apresentadas ao longo deste estudo.



TABELA 1

**Brasil: quantidade anual *per capita* de alimentos adquiridos para consumo no domicílio – 1974-2003**

(Em kg)

Produtos selecionados	Quantidade anual <i>per capita</i> de alimentos adquiridos para consumo no domicílio <sup>a</sup>			
	Endef	POF		
	1974-1975	1987-1988	1995-1996	2002-2003
Arroz polido	31,571	29,725	26,483	17,110
Feijão	14,698	12,134	10,189	9,220
Batata-inglesa	13,415	13,114	9,218	5,468
Abóbora comum	1,626	1,184	1,205	4,173
Fubá de milho	1,554	2,146	1,740	1,339
Farinha de trigo	1,833	4,085	3,102	2,625
Farinha de mandioca	5,207	4,679	3,765	3,313
Macarrão	5,205	4,274	4,084	4,251
Açúcar refinado	15,790	15,912	13,204	8,269
Açúcar cristal	5,641	6,525	6,865	4,701
Carne bovina	16,161	18,509	20,800	14,574
Frango	24,249	22,837	22,679	14,190
Leite de vaca pasteurizado <sup>b</sup>	40,015	62,435	51,360	38,035
Iogurte	0,363	1,140	0,732	2,910
Pão francês	22,952	20,163	18,399	17,816
Refrigerante de guaraná <sup>b</sup>	1,297	2,674	4,280	7,656
Água mineral <sup>b</sup>	0,320	0,959	0,596	18,541
Café moído	4,152	2,559	2,330	2,266
Alimentos preparados	1,706	1,376	2,718	5,398
Óleo de soja <sup>b</sup>	5,187	8,762	6,940	5,854

Fonte: IBGE (2004a, p. 103).

<sup>a</sup> RMs de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre e Brasília-DF.<sup>b</sup> As quantidades foram transformadas em quilogramas (kg), considerando-se volume igual a peso (1 litro = 1 kg).

De acordo com a tabela 1, observa-se uma mudança considerável e gradual no consumo<sup>2</sup> de alguns alimentos. Entre o período de 1974 a 2003 há uma redução no consumo de alimentos, como o arroz polido que sofreu uma redução de 46%; o feijão, 37%; a batata-inglesa, 59%; o açúcar refinado, 48%; o açúcar cristal, 17%; a carne bovina, 10%; e o frango, 41%. É importante destacar que esses dados se referem aos alimentos adquiridos para consumo no domicílio no período analisado pelas pesquisas e que parte dessa variação (queda nas quantidades consumidas) se deve à migração para o consumo de alimentos fora do domicílio.

Um produto que chama a atenção é o pão francês, com redução de 22% no consumo para o Brasil, quando estudos sugerem aumento do seu consumo em muitos países em desenvolvimento (SENAUER; SAHN; ALDERMAN, 1986). É bom lembrar que a análise foi realizada considerando-se apenas o pão francês. Acredita-se que o consumo total de pão deve ter aumentado. Outro destaque é o aumento considerável no consumo de produtos como o iogurte, que subiu 702%; o refrigerante, 490%; a água mineral, 5.694%; e alimentos preparados, 216%. Não se pode deixar de considerar o preço como tendo uma significativa influência nessa mudança no padrão de aquisição de alimentos para consumo no domicílio.

Esses dados indicam mudanças nos hábitos alimentares da população brasileira. Percebe-se uma considerável redução no consumo domiciliar de alimentos que demandam maior tempo para o preparo das refeições, como o arroz, o feijão, a batata-inglesa e as carnes. Por outro lado, houve um significativo aumento no consumo de alimentos preparados, como iogurtes e refrigerantes. Em paralelo a isso vêm ocorrendo uma mudança no estilo de vida das pessoas, uma intensificação no processo de urbanização, um aumento na participação da mulher no mercado de trabalho e, conseqüentemente, uma redução do tempo da mulher para os afazeres domésticos. Dado esse quadro surge uma grande indagação: qual o nível de influência de fatores socioeconômicos e demográficos no padrão de consumo de alimentos? Na tentativa de responder a essa questão, os objetivos deste estudo são:

a) Fazer uma breve análise dos hábitos alimentares da população brasileira com relação à aquisição domiciliar *per capita* e ao gasto mensal com cada um dos alimentos selecionados para o estudo, quais sejam: feijão, arroz, farinha de trigo, carnes, batata, mandioca, pães, refrigerantes e sucos, iogurtes, alimentação fora de casa e alimentos prontos. Optou-se por esse grupo de alimentos por se tratar de produtos bastante comuns na alimentação da população brasileira, além de se ter observado uma significativa mudança no padrão de consumo desses produtos.

2. Destaque-se que, uma vez que os alimentos são adquiridos para consumo no domicílio, optou-se por fazer a análise em termos de consumo e não de aquisição dos alimentos.

b) Identificar por meio de análises econométricas a influência de fatores socioeconômicos e demográficos, como o custo de oportunidade do tempo da mulher, a urbanização, a renda e a composição familiar sobre o padrão de consumo alimentar familiar, considerando dois grupos de alimentos: os “tempo-intensivos”, como o feijão, o arroz, as carnes e a farinha de trigo; e os “poupadores de tempo”, como os alimentos prontos, o iogurte, o pão e a alimentação fora de casa. A análise será feita para cada uma das grandes regiões brasileiras – Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste.

O presente estudo divide-se em cinco seções: a primeira inclui esta introdução, que destaca a importância e os objetivos do estudo. Na segunda apresentam-se a origem, a descrição e a discussão dos dados. A terceira contém a metodologia, destacando a fundamentação teórica e o modelo empírico com as respectivas variáveis a serem utilizadas. A quarta apresenta os resultados econométricos obtidos a partir dos modelos empíricos. Por fim, apresentam-se as principais conclusões.

## 2 DESCRIÇÃO E DISCUSSÃO DOS DADOS

Os dados utilizados neste trabalho são oriundos da POF de 2002-2003, realizada pelo IBGE. Essa pesquisa visa mensurar, fundamentalmente, as estruturas de consumo, dos gastos e dos rendimentos das famílias e possibilita traçar um perfil das condições de vida da população brasileira a partir da análise de seus orçamentos domésticos. A coleta dos dados foi realizada nas áreas urbanas e rurais, em todo o território nacional, no período de julho de 2002 a junho de 2003, tendo sido entrevistado um total de 48.470 domicílios. As informações da POF de 2002-2003 foram obtidas diretamente nos domicílios particulares permanentes selecionados, por meio de entrevistas junto aos seus moradores. As informações referentes aos alimentos adquiridos pelas famílias, e destinados ao consumo domiciliar, foram obtidas através de registro diário, durante sete dias consecutivos.

O desenho da amostra da POF de 2002-2003 foi estruturado de forma a permitir a publicação dos resultados para o Brasil, grandes regiões e também por situação do domicílio rural-urbano. Nas nove RMs e nas capitais das unidades da federação (UFs), os resultados correspondem à situação urbana. Portanto, como neste trabalho o enfoque será o de analisar tanto a situação urbana quanto a rural, o estudo se focará na análise para as grandes regiões.

Optou-se por trabalhar com as informações por domicílio, uma vez que os dados sobre o consumo alimentar são por domicílio. Pode haver a ocorrência de mais de uma família por domicílio, mas o número de domicílios que possuem mais de uma família é pequeno. A POF de 2002-2003 entrevistou um total de

48.470 domicílios, dos quais apenas 95 possuem mais de uma unidade de consumo (92 domicílios têm duas unidades de consumo e 3 têm três unidades de consumo), ou seja, o número de domicílios com mais de uma unidade de consumo representa 0,2% do total da amostra, sendo pouco significativo no universo total, assim todos os dados foram trabalhados de forma a se ter todas as informações por domicílio.

Os dados utilizados no estudo são provenientes tanto das publicações impressas da POF de 2002-2003, quanto dos microdados da referida pesquisa; além de outros estudos selecionados através de uma ampla revisão de literatura.

### 2.1 Aquisição alimentar *per capita*

Há uma grande diferença nos hábitos alimentares da população brasileira entre as diversas regiões do país e também entre o meio rural e o urbano, o que pode ser comprovado com os dados da tabela 2. O arroz, por exemplo, apresenta um consumo<sup>3</sup> *per capita* anual médio de 32kg para o Brasil, 45kg no meio rural e 29kg no urbano. Consideradas as grandes regiões, o maior consumo se dá no Centro-Oeste (44kg) e o menor no Sul (25kg).

O feijão é outro produto que apresenta uma considerável diferença de consumo entre as áreas urbana e rural, com um consumo médio de 12kg para o Brasil. O consumo urbano de 10kg é menos da metade do consumo rural, que chega a quase 23kg. O Nordeste se destaca com o maior consumo de feijão entre as regiões do país, 17kg, quantidade 40% acima da média nacional; e a região Sul com o menor, 9kg. Além disso, esta região se destaca pelo maior consumo *per capita* de batata, mandioca, farinha de trigo, iogurte, refrigerantes e sucos, carne suína e alimentos prontos.

Além do feijão e do arroz, há outros produtos que se destacam por uma aquisição domiciliar *per capita* muito maior no meio rural. No caso da mandioca, são consumidos 2kg, em média no Brasil, e 7kg no meio rural, quantidade 480% superior ao consumo no meio urbano. O consumo de farinha de trigo é 118% maior na área rural em relação à urbana. No caso da farinha de trigo, o que também chama a atenção é a significativa diferença de consumo entre as regiões do país. Enquanto o consumo *per capita* é de pouco mais de 1kg na região Nordeste, na região Sul é de 18kg. Na verdade, a região Sul se destaca de todas as outras, uma vez que seu consumo *per capita* está 359% acima do Centro-Oeste, que é a segunda maior região consumidora do produto. A carne suína também apresenta um consumo *per capita* rural 79% acima do urbano.

3. Destaque-se que, como os alimentos foram adquiridos para o consumo, optou-se por fazer as análises em termos de consumo e não de aquisição, sem deixar de considerar que não necessariamente todos os alimentos adquiridos tenham sido efetivamente consumidos.

TABELA 2

**Brasil e grandes regiões: aquisição alimentar domiciliar *per capita* anual – 2002-2003**

(Em kg)

Produtos	Aquisição alimentar domiciliar <i>per capita</i> anual							
	Brasil			Grandes regiões				
	Total	Urbano	Rural	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Arroz	31,603	28,903	44,731	32,745	30,792	32,151	25,034	44,151
Feijão	12,449	10,285	22,970	10,133	17,445	11,070	9,271	10,152
Batata	6,561	6,697	5,903	2,849	2,970	8,088	12,147	3,947
Mandioca	2,265	1,245	7,226	3,450	1,548	1,645	4,916	2,010
Farinha de trigo	5,083	4,230	9,233	2,158	1,486	3,712	17,975	3,914
Iogurte	1,967	2,256	0,566	0,690	1,088	2,644	2,648	1,338
Pão	14,821	16,502	6,649	12,002	13,415	16,973	15,014	10,010
Refrigerantes e sucos	25,441	28,165	12,198	15,721	12,850	32,924	33,844	23,207
Carne bovina	17,694	17,761	17,364	24,361	17,817	14,946	21,781	17,935
Carne suína	4,654	4,103	7,332	3,069	2,378	5,087	8,865	3,995
Frango	13,562	13,664	13,064	16,586	12,411	13,209	15,893	12,039
Carnes <sup>a</sup>	35,909	35,529	37,760	44,016	32,607	33,241	46,539	33,969
Alimentos prontos	2,329	2,652	0,761	1,697	0,895	3,002	3,811	1,542

Fonte: IBGE (2004b).

<sup>a</sup> Carnes bovina, suína e de frango.

Entre os produtos cuja aquisição domiciliar *per capita* é maior no meio urbano, se destacam:

a) Os alimentos prontos, cujo consumo urbano de 2,6kg é 248% maior que o rural. Entre as regiões, a maior consumidora desses produtos é a região Sul (3,8kg), cuja quantidade é quatro vezes superior ao consumo da menor consumidora, a região Nordeste.

b) O iogurte, com um consumo médio *per capita* de quase 2kg no Brasil, apresenta um consumo urbano em torno de 300% acima do rural. A região Sul também aparece como maior consumidora, com 2,6kg; e a região Norte, como menor consumidora, com 0,7kg.

c) O pão, com um consumo domiciliar *per capita* anual de 14,8kg no Brasil e um consumo urbano 148% superior ao rural.

d) Os refrigerantes e os sucos, cujo consumo urbano de 28kg é 131% maior que o rural.

No consumo das carnes bovina e de frango, não se verifica uma diferença significativa de consumo entre o meio urbano e o rural. O gráfico 1 permite uma melhor visualização das diferenças no consumo das carnes bovina, suína e de frango, entre as diversas regiões do Brasil.

Verifica-se que a carne bovina é a mais consumida no país. Em segundo lugar aparece o frango, com um consumo apenas um pouco inferior ao da carne bovina. A carne suína aparece em terceiro lugar, com um consumo bastante inferior ao das outras carnes. Esse quadro se repete para todas as regiões, com a diferença de consumo entre as carnes variando um pouco mais em algumas regiões e um pouco menos em outras. A região Norte é a maior consumidora de carne bovina e de frango entre todas as regiões; já o consumo de carne suína é maior na região Sul. O Nordeste é a região brasileira com o menor consumo de carne suína, o Centro-Oeste é a de menor consumo de frango e o Sudeste é a de menor consumo de carne bovina.

A tabela 3 descreve a variação na aquisição domiciliar *per capita* anual do grupo de alimentos aqui analisados, por classes de rendimento familiar. Observa-se que o arroz passa de um consumo de 32,9 kg para a classe de menor rendimento para 23,8 kg nos domicílios de maior rendimento, uma quantidade 28% inferior. A aquisição do feijão reduz-se em 27%, passando de 14,7 kg para 10,7 kg. A mandioca apresenta um aumento no consumo até um certo nível de renda e reduz-se para os níveis de renda mais elevados, ou seja, passa de um consumo de 1,7 kg para os domicílios com rendimento de até R\$ 400, para 2,6 kg no caso da classe

GRÁFICO 1

**Brasil e grandes regiões: aquisição domiciliar *per capita* anual de carnes – período 2002-2003**

(Em kg/hab./ano)

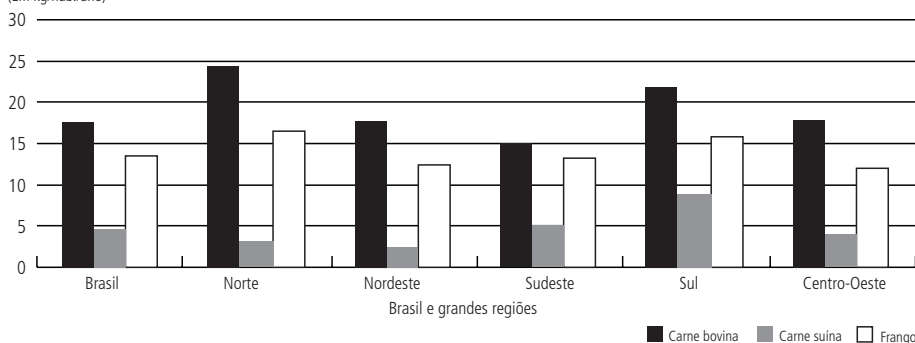


TABELA 3

**Brasil: aquisição alimentar domiciliar *per capita* anual, por classes de rendimento – 2002-2003**

(Em kg e R\$)

Produtos	Aquisição alimentar domiciliar <i>per capita</i> anual						
	Brasil	Classes de rendimento					
		Até 400	Mais de 400 até 600	Mais de 600 a 1.000	Mais de 1.000 a 1.600	Mais de 1.600 a 3.000	Mais de 3.000
Arroz	31,603	32,908	35,556	34,007	33,412	29,170	23,848
Feijão	12,449	14,754	14,072	13,452	12,272	9,608	10,691
Batata	6,561	2,690	3,875	5,737	7,790	9,023	9,741
Mandioca	2,265	1,757	2,402	2,608	2,629	2,280	1,698
Farinha de trigo	5,083	3,201	3,964	6,248	5,762	6,337	4,068
Iogurte	1,967	0,596	0,922	1,495	2,193	2,495	4,083
Pães	14,821	7,880	10,462	13,481	16,223	18,817	21,364
Refrigerantes e sucos	25,441	8,591	13,603	20,939	26,504	35,771	46,390
Carne bovina	17,694	12,895	14,973	16,643	18,536	22,349	20,136
Carne suína	4,654	2,818	3,138	4,572	5,778	5,259	5,917
Frango	13,562	10,119	12,387	14,011	14,903	15,203	13,926
Carnes <sup>a</sup>	35,909	25,832	30,498	35,226	39,218	42,811	39,979
Alimentos prontos	2,329	0,712	1,102	1,276	2,019	3,332	5,798

Fonte: IBGE (2004b).

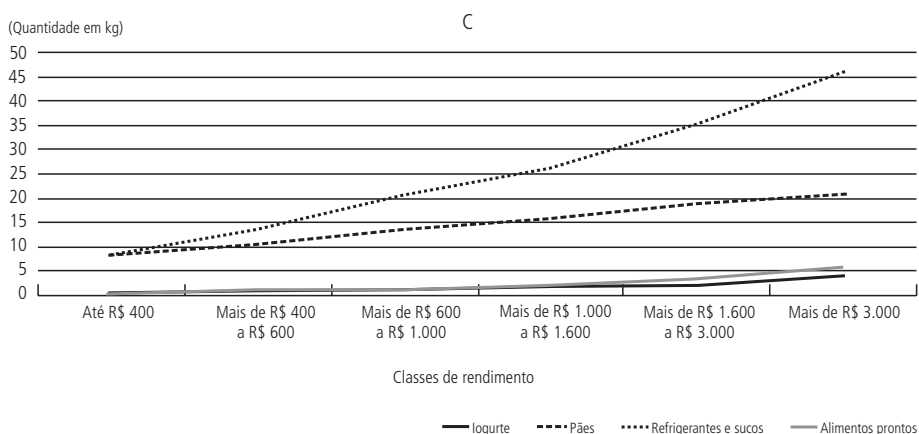
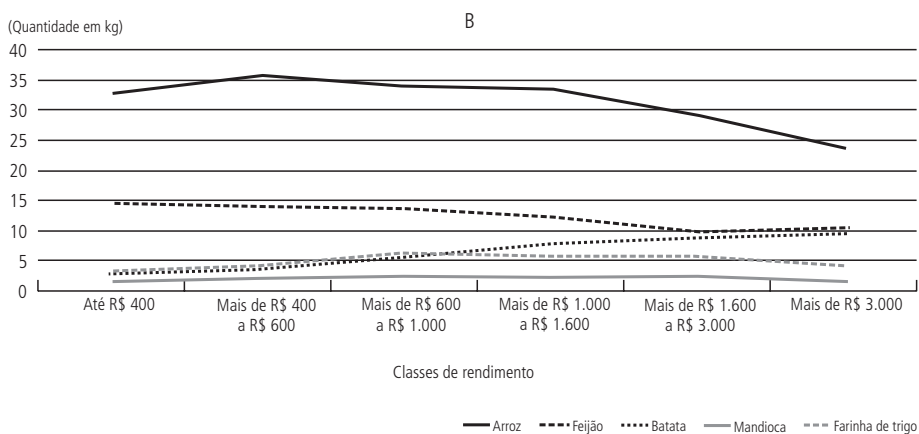
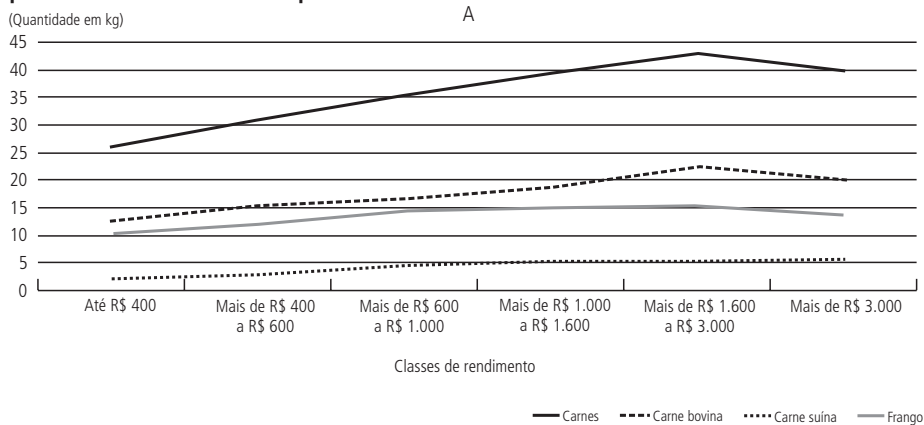
<sup>a</sup> Carnes bovina, suína e de frango.

de mais de R\$ 1.000 a R\$ 1.600 e depois se reduz até chegar a 1,7 kg para o nível de renda mais elevado.

Alguns produtos apresentam um aumento contínuo no seu consumo, de acordo com a elevação do nível de renda: a batata apresentou um consumo 262% maior para a classe de renda mais elevada em relação à mais baixa; o iogurte 585%; os pães 171%; os refrigerantes e os sucos 440%; os alimentos prontos 714%, como pode ser observado na tabela 3. O consumo de carnes (bovina, suína e de frango) também é 55% maior nos domicílios de rendimento mais elevado em relação aos de menor renda. Os gráficos 2A, 2B e 2C permitem uma melhor visualização da variação na aquisição alimentar domiciliar *per capita*, no Brasil, por classes de rendimento.

GRÁFICO 2

**Brasil: comportamento da aquisição alimentar domiciliar *per capita* anual, por classes de rendimento – período 2002-2003**





Destaque-se um pequeno aumento no consumo do arroz, da menor classe de rendimento até a segunda, e uma redução gradual para as classes de rendimento maiores. O feijão também apresentou uma redução sucessiva no consumo, conforme elevação do nível de renda domiciliar, apresentando um pequeno aumento entre a classe de rendimento de mais de R\$ 1.600 a R\$ 3 mil para a de mais de R\$ 3 mil.

Os produtos que, de certa forma, estão associados a uma alimentação mais rápida, como pães, iogurtes, refrigerantes e sucos e os alimentos prontos, apresentam um significativo aumento no consumo, de acordo com o aumento no nível de renda. As carnes também apresentam um aumento de consumo em conformidade com a elevação da renda; no entanto, da classe de rendimento de mais de R\$ 1.600 a R\$ 3 mil para a de mais de R\$ 3 mil, verifica-se uma pequena redução na aquisição domiciliar *per capita* de carnes.

## 2.2 Dispêndio alimentar domiciliar

Quando se faz a análise do dispêndio domiciliar, verifica-se a mesma diferença de gasto entre o meio rural e o urbano e entre as grandes regiões, encontrada para o caso do consumo. O gasto familiar mensal médio com arroz no Brasil é de R\$ 14,16. Na área urbana esse gasto é um pouco menor (R\$ 12,96), porém na área rural é muito maior, chegando a R\$ 20,82. Entre as regiões do país é o Centro-Oeste que apresenta o maior gasto domiciliar médio mensal com arroz (R\$ 18,22), valor 29% acima da média nacional. A região Sul é a que apresenta o menor gasto (R\$ 10,38), como pode ser observado na tabela 4.

Alguns produtos apresentam um gasto consideravelmente maior no meio rural em comparação com o urbano. Para o feijão, observa-se um gasto médio de R\$ 8,01 para o Brasil, R\$ 6,79 no meio urbano e R\$ 14,76 no rural, sendo o gasto rural 117% maior que o urbano. Entre as regiões, o maior gasto médio mensal domiciliar com feijão ocorre no Nordeste e o menor no Sul. O gasto com a mandioca é muito baixo, não chegando nem a R\$ 1,00 mensal em média para o Brasil. No entanto, o gasto médio rural, que é de R\$ 1,36, chega a ser 386% maior que o urbano. O Sul se destaca com o maior gasto e o Sudeste com o menor, como mostra a tabela 4.

No caso da farinha de trigo, com um gasto médio de R\$ 2,54 para o Brasil e R\$ 4,89 para o meio rural, o gasto rural é 131% superior ao urbano. Entre as grandes regiões, o Sul se destaca com um gasto médio de R\$ 8,13, valor 220% acima da média nacional. Já na região Nordeste o gasto médio mensal familiar com esse produto não chega a R\$ 1. A carne suína, com um gasto médio mensal familiar de R\$ 5,32 para o Brasil, R\$ 4,85 para o meio urbano e R\$ 7,92 para o rural, apresenta um gasto rural 63% superior ao urbano.

TABELA 4

**Brasil e grandes regiões: gasto domiciliar médio mensal com alimentação – 2002-2003**

(Em R\$)

Produtos	Gasto domiciliar médio com alimentação							
	Brasil			Grandes regiões				
	Total	Urbano	Rural	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Arroz	14,16	12,96	20,82	17,27	15,12	13,87	10,38	18,22
Feijão	8,01	6,79	14,76	8,75	11,61	7,07	5,25	6,80
Batata	2,11	2,15	1,90	1,50	1,23	2,45	3,06	1,53
Mandioca	0,45	0,28	1,36	0,62	0,36	0,33	0,86	0,39
Farinha de trigo	2,54	2,12	4,89	1,51	0,96	1,68	8,13	1,99
Iogurte	1,93	2,17	0,64	1,12	1,30	2,42	2,12	1,45
Pão	16,84	18,54	7,46	15,10	13,95	19,87	15,48	12,63
Refrigerantes e sucos	8,40	9,20	3,93	6,56	4,52	10,56	9,50	7,58
Carne bovina	26,97	27,08	26,33	37,02	29,77	23,84	27,79	25,85
Carne suína	5,32	4,85	7,92	3,63	2,96	6,16	7,89	4,10
Frango	12,84	12,70	13,65	18,32	14,30	11,90	12,24	10,07
Carnes <sup>a</sup>	45,14	44,64	47,91	58,97	47,04	41,90	47,93	40,03
Alimentos prontos	5,43	6,17	1,32	3,95	2,65	7,04	6,70	3,56
Alimentação fora de casa	66,80	73,07	32,08	52,42	47,10	81,79	65,48	57,74

Fonte: IBGE (2004b).

<sup>a</sup> Carnes bovina, suína e de frango.

Destaque-se o gasto bem mais elevado no meio rural com o consumo de produtos como: arroz, feijão, mandioca, farinha de trigo e carne suína. Fato que pode estar relacionado à mudança de hábitos alimentares devido ao processo de urbanização e, conseqüentemente, à grande participação da mulher no mercado de trabalho, uma vez que se trata de produtos que demandam maior tempo para o seu preparo.

Alguns produtos se destacam por apresentar um gasto médio mensal familiar muito menor no meio rural em comparação ao urbano. A maior diferença é observada com o consumo de alimentos prontos, enquanto se gastam, em média, R\$ 5,43 por família no Brasil, se gastam R\$ 6,17 no meio urbano e apenas R\$ 1,32 no rural, ou seja, o gasto urbano é 367% superior ao rural. O iogurte, que aparece em

segundo lugar, com um gasto médio de R\$ 1,93 no Brasil, R\$ 2,17 na área urbana e R\$ 0,64 na rural, apresenta um gasto 239% maior no meio urbano em relação ao rural. O gasto médio mensal familiar com o consumo de pão, que é de R\$ 16,84 no Brasil, é 148% maior no meio urbano. No caso dos refrigerantes e sucos, o gasto médio para o Brasil é de R\$ 8,40 e o gasto urbano é 134% superior ao rural. Quanto ao gasto com alimentação fora de casa, enquanto se gastam, em média, R\$ 66,80 no Brasil, gastam-se R\$ 73,07 na área urbana e R\$ 32,08 na rural, nesse caso o gasto urbano é 128% maior que o rural.

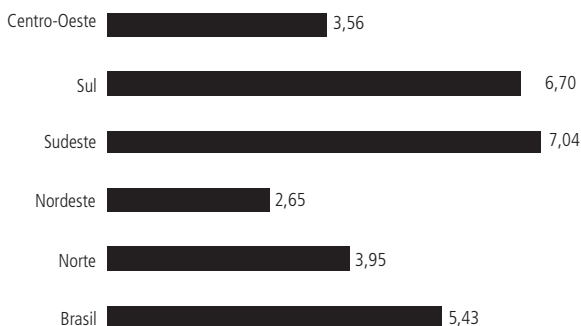
Produtos como a batata-inglesa e as carnes, bovina e de frango, não apresentam uma diferença muito significativa no seu gasto médio, entre as áreas urbana e rural. A batata, com um gasto domiciliar médio de R\$ 2,11 para o Brasil, R\$ 2,15 na área urbana e R\$ 1,90 na rural, possui um gasto urbano 13% superior ao rural. O gasto mensal com a carne bovina é de R\$ 26,97, em média para o Brasil, valor que passa para R\$ 27,08 na área urbana e R\$ 26,33 na rural. No caso do frango, o gasto médio mensal familiar no Brasil é de R\$ 12,84, sendo R\$ 12,70 no meio urbano e R\$ 13,65 no rural.

O gráfico 3 deixa clara a significativa diferença entre o gasto domiciliar mensal médio com alimentos prontos no Brasil e nas grandes regiões. Enquanto o gasto para o Brasil é de R\$ 5,43, na região Sudeste, que apresenta o maior gasto familiar médio, esse valor chega a R\$ 7,04, ou seja, 30% acima da média brasileira. Em segundo lugar se destaca a região Sul, com um gasto médio de R\$ 6,70, valor 23% acima da média nacional. As outras regiões apresentam valores inferiores à média brasileira. O Nordeste tem o menor gasto entre todas as regiões (R\$ 2,65), 51% inferior à média do Brasil.

GRÁFICO 3

**Brasil e grandes regiões: gasto domiciliar médio mensal com alimentos prontos – período 2002-2003**

(Em R\$)



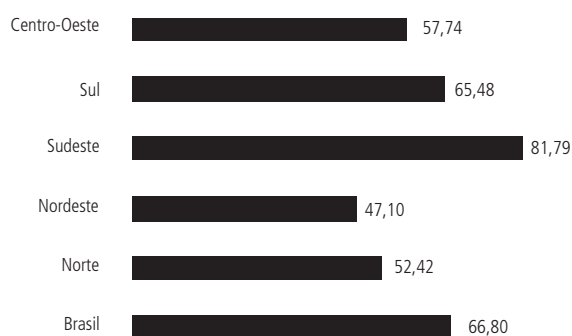
No caso do gasto domiciliar médio mensal com alimentação fora de casa, também se observa uma grande diferença entre as grandes regiões do país, como pode ser observado no gráfico 4. Apenas a região Sudeste aparece com um gasto médio acima da média do Brasil.

Enquanto se gastam, em média, R\$ 66,80 por família com alimentação fora do domicílio no Brasil, gastam-se R\$ 81,79 na região Sudeste, que se destaca pelo maior gasto médio entre todas as regiões, valor 22% acima da média brasileira e 74% acima do gasto médio do Nordeste, que é a região que apresenta o menor gasto, R\$ 47,10 ao mês. O gasto médio mensal da região Sul é de R\$ 65,48, valor bastante próximo à média nacional. Na região Centro-Oeste gastam-se, em média, R\$ 57,74 por mês com alimentação fora de casa, e na região Norte, R\$ 52,42.

GRÁFICO 4

**Brasil e grandes regiões: gasto domiciliar médio mensal com alimentação fora de casa – período 2002-2003**

(Em R\$)



### 2.3 Variáveis utilizadas

Com o objetivo de analisar a influência de alguns fatores socioeconômicos sobre o consumo familiar de alimentos, selecionou-se um conjunto de variáveis para a análise econométrica e dividiram-se os produtos em dois grupos: *a*) os chamados tempo-intensivos, que demandam maior tempo para o seu preparo, como feijão, arroz, carnes e farinha de trigo; e *b*) os chamados poupadores de tempo, ou seja, mais práticos, de rápido e fácil preparo, como pão, iogurte, alimentos prontos e alimentação fora de casa. A descrição da frequência, da média ponderada e do desvio-padrão de cada variável utilizada nas regressões está apresentada na tabela 5.

Destaque-se a reduzida frequência de aquisição de alguns alimentos no domicílio. O feijão apresenta uma frequência de aquisição média em torno de 32%;

TABELA 5  
Descrição das variáveis, freqüências, médias e desvios-padrão

Variáveis	Descrição das variáveis	Brasil		
		Freqüência	Média	Desvio-padrão
Variáveis dependentes				
Consumo <sup>a</sup>				
Alimentos prontos	= 1 se consome	13,27	2,329	12,86
Alimentação fora de casa	= 1 se consome	61,97	-	-
Feijão	= 1 se consome	31,58	12,449	49,64
Arroz	= 1 se consome	35,85	31,603	95,59
Carnes	= 1 se consome	65,04	35,909	56,76
logurte	= 1 se consome	12,93	1,967	11,58
Pães	= 1 se consome	70,29	14,821	17,86
Farinha de trigo	= 1 se consome	10,52	5,083	32,39
Variáveis exógenas				
Ln renda	Logaritmo da renda domiciliar	-	6,94	1,01
Tamanho da família	Número de pessoas no domicílio	-	3,63	1,83
Anos de estudo	Anos de estudo da mulher chefe ou cônjuge	-	6,02	4,49
Idade	Idade da mulher chefe ou cônjuge	-	42,08	15,25
Trabalho	= 1 se a mulher chefe ou cônjuge trabalha	53,68	0,54	0,50
Instrução <sup>1b</sup>	= 1 sem instrução	10,85	0,11	0,31
Instrução <sup>2b</sup>	= 1 ensino fundamental	59,32	0,59	0,49
Instrução <sup>3b</sup>	= 1 ensino médio	20,76	0,21	0,41
Instrução <sup>4b</sup>	= 1 ensino superior	9,07	0,09	0,29
Branca	= 1 se a raça da mulher chefe ou cônjuge é branca	54,61	0,55	0,50
Parda	= 1 se a raça da mulher chefe ou cônjuge é parda	37,12	0,37	0,48
Preta	= 1 se a raça da mulher chefe ou cônjuge é preta	7,30	0,07	0,26
Amarela	= 1 se a raça da mulher chefe ou cônjuge é amarela	0,62	0,006	0,08
Indígena	= 1 se a raça da mulher chefe ou cônjuge é indígena	0,34	0,003	0,06
Sexo do chefe	= 1 se o homem é o chefe da família	73,66	0,740	0,44

(continua)

(continuação)

Variáveis	Descrição das variáveis	Brasil		
		Frequência	Média	Desvio-padrão
Setor	= 1 se a residência estiver localizada na área urbana	84,72	0,850	0,36
Região Norte	= 1 se o domicílio está na região Norte	-	0,06	0,25
Região Nordeste	= 1 se o domicílio está na região Nordeste	-	0,25	0,43
Região Sudeste	= 1 se o domicílio está na região Sudeste	-	0,46	0,50
Região Sul	= 1 se o domicílio está na região Sul	-	0,16	0,36
Região Centro-Oeste	= 1 se o domicílio está na região Centro-Oeste	-	0,07	0,26
Idade1	Número de crianças $\leq 6$ anos no domicílio	-	0,46	0,77
Idade2	Número de crianças $\geq 7 \leq 12$ anos	-	0,43	0,73
Idade3	Número de adolescentes $\geq 13 \leq 18$ anos	-	0,45	0,76
Idade4	Número de jovens $\geq 19 \leq 25$ anos	-	0,48	0,76
Idade5	Número de adultos $\geq 26 \leq 40$ anos	-	0,83	0,84
Idade6	Número de adultos $\geq 41 \leq 60$ anos	-	0,67	0,79
Idade7	Número de idosos $\geq 61$ anos	-	0,30	0,59
Rendimento1	= 1 se a renda domiciliar for $\leq$ R\$ 400	16,24	0,16	0,37
Rendimento2	= 1 se a renda for $>$ R\$ 400 e $\leq$ R\$ 600	13,90	0,14	0,35
Rendimento3	= 1 se a renda for $>$ R\$ 600 e $\leq$ R\$ 1.000	20,95	0,21	0,41
Rendimento4	= 1 se a renda for $>$ R\$ 1 mil e $\leq$ R\$ 1.600	17,80	0,18	0,38
Rendimento5	= 1 se a renda for $>$ R\$ 1.600 e $\leq$ R\$ 3.000	16,39	0,16	0,37
Rendimento6	= 1 se a renda domiciliar for $>$ R\$ 3.000	14,72	0,15	0,35

Fonte: Dados da pesquisa.

<sup>a</sup> Os valores médios de consumo se referem ao consumo *per capita* médio domiciliar.<sup>b</sup> Refere-se ao nível de instrução da mulher chefe ou cônjuge.

o arroz, 36%; a farinha de trigo, 11%; e o iogurte e os alimentos prontos, 13%. Alguns alimentos apresentam uma frequência média maior de aquisição, como por exemplo as carnes (bovina, suína e de aves), 65%, e os pães, 70%. Em torno de 62% das famílias brasileiras costumam consumir algum tipo de alimentação fora de casa.

Algumas variáveis descrevem as características da mulher chefe de família ou cônjuge. Assim, pode-se dizer que a mulher brasileira, chefe de família ou cônjuge, tem a idade média de 42,1 anos e que 54% dessas mulheres trabalham. Essas mulheres possuem em torno de 6,02 anos de estudo, sendo que 11% delas não possuem instrução, 59% cursaram o ensino fundamental, 21% o ensino médio e apenas 9% o ensino superior. Quanto à raça, em média, 55% dessas mulheres são brancas, 37% pardas, 7% negras, 0,6% amarelas e 0,3% indígenas (tabela 5).

Em torno de 85% dos domicílios brasileiros se localizam na área urbana, e apenas 15% no meio rural. Quanto à composição familiar, tem-se no Brasil, em média, 0,5 criança menor de 6 anos por domicílio, 0,43 com idade entre 7 e 12 anos e 0,45 adolescente entre 13 e 18 anos. O número de jovens entre 19 e 25 anos é, em média, de 0,5 pessoa por domicílio, de adultos entre 26 e 40 é de 0,8 e de adultos entre 41 e 60 anos é de 0,7. Já a média de idosos acima de 60 anos é de 0,3 por domicílio.

Quanto ao rendimento domiciliar, em torno de 16% dos domicílios possuem uma renda média mensal de até R\$ 400; 14% auferem uma renda média entre R\$ 400 e R\$ 600; 21% entre R\$ 600 e R\$ 1 mil; 18% entre R\$ 1 mil e R\$ 1.600; 16% entre R\$ 1.600 e R\$ 3 mil e 15% auferem uma renda mensal média de mais de R\$ 3 mil. No que se refere à localização dos domicílios, em média, 6% se localizam na região Norte, 7% na região Centro-Oeste, 16% na região Sul, 25% na região Nordeste e 46% na região Sudeste. Em média, em 74% das famílias, o homem é considerado o chefe da família; destaque-se que já é bastante notável o percentual de famílias onde a mulher é considerada chefe (26%).

### 3 METODOLOGIA

A influência dos fatores socioeconômicos e demográficos nos padrões de consumo de alimentos é analisada, de acordo com McCracken e Brandt (1987), de modo mais apropriado por meio da teoria da economia da produção domiciliar. Para Deaton e Muellbauer (1986), a forma mais geral pela qual é possível incorporar suposições especiais em modelos de comportamento das famílias é por meio dessa teoria. Esse novo contexto teórico da produção domiciliar, formulado por Becker (1965), Lancaster (1966) e outros, enfatiza que os bens de mercado e serviços não levam à utilidade, mas são insumos no processo que gera produtos que produzem utilidade.

A teoria da produção domiciliar integra a teoria da firma (produção) e do consumidor. A família deriva utilidade de um bem ou cesta de bens  $Z$ , que não podem ser comprados no mercado, sendo produzidos no domicílio a partir de

insumos comprados no mercado mais o tempo utilizado para produzir esses bens (DEATON; MUELLBAUER, 1986).

Para a análise empírica, utilizou-se o procedimento em dois estágios de Heckman. A frequência de aquisição dos alimentos a serem analisados não é muito elevada e difere de produto para produto. Muitos domicílios, por exemplo, não consomem alimentos prontos ou refeições fora de casa, resultando em um valor 0 para a variável dependente em tais observações. Outros domicílios consomem, mas não adquiriram o produto no período analisado pela pesquisa. De fato, os alimentos prontos foram adquiridos por apenas 13% dos domicílios e a alimentação fora de casa por 62%. O procedimento em dois estágios de Heckman visa reduzir ou eliminar o problema de seletividade amostral.

O procedimento de Heckman aparece na literatura como uma alternativa aos métodos de máxima verossimilhança para estimar os parâmetros em modelos de seleção amostral. Esse modelo inclui uma segunda equação, chamada de equação de seleção, e provê estimativas consistentes para todos os parâmetros, quando a amostra apresenta problemas de seleção. Para evitar viés, a estimação precisa considerar a seleção amostral (HOFFMANN; KASSOUF, 2005).

O primeiro estágio do procedimento de Heckman estima a decisão de consumir ou não determinado produto, utilizando-se o modelo *probit*:

$$C_{ij} = f(\text{urbanização, características da mulher e características do domicílio}), \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

onde  $C_{ij}$  é 1 se o dispêndio da família  $i$ , com o bem  $j$ , for observado e 0, caso contrário.

As características do domicílio são descritas pelas variáveis: renda domiciliar, expressa em logaritmo; composição familiar, que se refere ao total de pessoas por faixa etária no domicílio; e sexo do chefe da família, sendo igual a 1 quando o homem é o chefe. As características da mulher chefe da família ou cônjuge incluem o nível educacional que será a *proxy* para o custo de oportunidade do tempo da mulher, a idade e a raça. As variáveis sexo do chefe da família, raça e urbanização são binárias e mutuamente exclusivas. As variáveis renda, idade e anos de escolaridade da mulher chefe de família ou cônjuge e composição familiar são contínuas.

Uma regressão *probit* será estimada para a análise de cada um dos produtos: feijão, arroz, farinha de trigo, carnes, pão, iogurte, alimentos prontos e alimentação fora de casa.



O segundo estágio do procedimento de Heckman envolve a estimação de equações de dispêndio realizado pelas famílias  $i$ s para cada produto  $j$  e pode ser expresso como:

$$\ln g_i = f(\ln Y_i; CO_i; UR_i, CF_i, \hat{\lambda}_i), \quad i = 1, \dots, n \quad (2)$$

sendo  $\ln g_i$  o logaritmo do dispêndio feito com o produto  $j$  pela família  $i$ ;  $\ln Y_i$  é o logaritmo da renda do domicílio  $i$ ;  $CO_i$  é o custo de oportunidade do tempo da mulher na família  $i$ , representado pela variável anos de escolaridade da mulher chefe da família ou cônjuge;  $UR_i$  é a localização da família  $i$ , urbano-rural;  $CF_i$  é a composição familiar, referente ao número de pessoas por faixa etária no domicílio; e  $\hat{\lambda}_i$  é a razão inversa de Mills, gerada pelas regressões *probit*.

O dispêndio com os produtos é expresso em logaritmo por apresentar um melhor ajuste. As variáveis que representam as características do domicílio (renda domiciliar e composição familiar), a urbanização e o custo de oportunidade do tempo da mulher são as mesmas definidas anteriormente. As variáveis sexo do chefe da família, idade e raça da mulher chefe de família ou cônjuge serão omitidas do segundo estágio. Por hipótese, uma vez que as decisões de consumo já foram tomadas, essas variáveis provavelmente não afetarão a magnitude do dispêndio e auxiliarão na identificação do sistema de equações. As regressões que correspondem ao segundo estágio serão estimadas utilizando-se apenas observações correspondentes a um respectivo gasto positivo. O método de Mínimos Quadrados será utilizado para estimar as equações de dispêndio.

A razão inversa de Mills é uma variável gerada pelo próprio modelo, com o intuito de corrigir o viés de seleção amostral. Esse viés ocorre porque enquanto apenas uma parte da população, ou dos domicílios, adquiriu os produtos que serão analisados, a população toda é potencial consumidora, ou seja, o fato de a família não ter adquirido determinado produto, no período da pesquisa, não significa que não consuma esse produto.

Apesar de o preço do produto ser importante na determinação da aquisição e do dispêndio com um determinado bem, essa variável não será incluída na análise, uma vez que a POF não contém informações de preços, mas sim de dispêndio e quantidade adquirida. Entretanto, como estamos utilizando dados *cross-section*, e as análises serão feitas por região, com diferenciação da situação do domicílio (urbano/rural) através de variáveis binárias, acredita-se que as variações de preços estejam bem controladas.

## 4 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

### 4.1 Resultados das equações *probit*

As equações de aquisição dos produtos, cujos resultados estão apresentados nas tabelas 6 a 10, mostram os fatores que afetam a probabilidade de se consumir determinado produto. Em todas as equações *probit*, o teste da razão de verossimilhança, que testa se todos os coeficientes de inclinação são 0, foi altamente significativo.

A tabela 6 apresenta os resultados dos efeitos marginais da variável exógena renda domiciliar no modelo *probit*, para todos os produtos: feijão, arroz, carnes (bovina, suína e de frango), farinha de trigo, alimentos prontos, iogurte, pão e alimentação fora de casa. Os dados desta tabela permitem fazer uma comparação

TABELA 6

**Resultados dos efeitos marginais da variável renda domiciliar no modelo *probit* para os produtos: feijão, arroz, carnes, farinha de trigo, alimentos prontos, iogurte, pão e alimentação fora de casa**

Produtos	Equações <i>probit</i>				
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Tempo-intensivos					
Feijão	-0,02104 (-2,61)***	-0,00823 (-1,49)	-0,00425 (-0,62)	-0,0123 (-1,42)	-0,0147 (-2,13)**
Arroz	-0,0498 (-5,97)***	-0,03902 (-7,08)***	-0,0189 (-2,67)***	-0,02017 (-2,24)**	-0,0181 (-2,46)**
Carnes	0,00254 (0,36)	0,0249 (5,13)***	0,0278 (3,63)***	0,0216 (2,28)**	0,0167 (2,13)**
Farinha de trigo	0,0191 (4,08)***	0,0172 (6,65)***	0,00485 (0,98)	0,000817 (0,10)	0,002027 (0,39)
Poupadores de tempo					
Alimentação fora de casa	0,114 (13,31)***	0,152 (26,12)***	0,108 (13,93)***	0,1303 (12,88)***	0,133 (15,66)***
Alimentos prontos	0,02401 (5,26)***	0,0297 (10,42)***	0,0487 (9,33)***	0,0586 (7,87)***	0,0332 (8,23)***
Iogurte	0,0267 (7,47)***	0,0399 (15,22)***	0,0444 (8,33)***	0,04085 (5,82)***	0,0311 (7,24)***
Pão	0,04301 (5,03)***	0,0948 (17,22)***	0,0734 (10,41)***	0,0878 (9,05)***	0,0718 (8,56)***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os testes-Z estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%.

\*\* Significativo ao nível de 5%.

\* Significativo ao nível de 10%.

entre as grandes regiões do Brasil. O coeficiente da variável renda se mostrou altamente significativo para a maior parte dos produtos, principalmente para os poupadores de tempo, ou seja, alimentação fora de casa, alimentos prontos, iogurtes e pães. Para esses produtos, em todas as regiões brasileiras, os coeficientes da variável renda apresentaram uma relação direta, ou uma influência positiva, sobre a probabilidade de consumo.

Considerando os alimentos tempo-intensivos, a renda exerceu uma influência positiva na probabilidade de consumo das carnes e da farinha de trigo. Para o feijão e o arroz, o coeficiente da variável renda apresentou uma relação inversa com a probabilidade de consumo em todas as regiões do país, mostrando que um aumento na renda tende a reduzir a probabilidade de consumo desses produtos.

Entre os alimentos poupadores de tempo, verifica-se que a renda apresentou uma influência mais significativa sobre a probabilidade de consumo da alimentação fora de casa. Entre as regiões, o maior efeito da renda sobre a probabilidade de consumo de alimentação fora de casa se verificou na região Nordeste e o menor na região Sudeste, embora as diferenças não sejam grandes. Para os alimentos prontos, o maior efeito da renda sobre a probabilidade de consumo se verificou no Sul do país e o menor no Norte.

Na tabela 7 pode-se observar os resultados do efeito marginal para a variável anos de escolaridade da mulher chefe de família ou cônjuge, que é a variável *proxy* para o custo de oportunidade do tempo da mulher. Foi identificado um importante efeito dessa variável na probabilidade de consumo de todos os produtos aqui analisados.

O coeficiente da variável anos de estudo da mulher apresentou uma relação inversa com a probabilidade de consumo dos alimentos feijão, arroz, farinha de trigo e carnes e uma relação direta com a probabilidade de consumo de alimentação fora de casa, alimentos prontos, iogurtes e pães. Esse resultado foi verificado em todas as regiões do Brasil, mudando apenas a magnitude dos coeficientes. Assim, o custo de oportunidade do tempo da mulher tem um efeito negativo na probabilidade de consumo dos alimentos tempo-intensivos e um efeito positivo na probabilidade de consumo dos alimentos poupadores de tempo.

Fazendo-se uma análise para o feijão, o maior efeito da escolaridade da mulher chefe de família ou cônjuge sobre a probabilidade de consumo foi na região Nordeste, onde o aumento de um ano na escolaridade da mulher reduz a probabilidade de consumo desse produto em 1,3%. O menor efeito foi no Centro-Oeste, sendo igual a 0,3%.

No caso da alimentação fora de casa, um aumento de um ano na escolaridade da mulher eleva a probabilidade de consumo em 0,5% nas regiões Norte e Centro-Oeste,

TABELA 7

**Resultados dos efeitos marginais da variável escolaridade da mulher chefe da família ou cônjuge no modelo *probit* para os produtos: feijão, arroz, carnes, farinha de trigo, alimentos prontos, iogurte, pão e alimentação fora de casa**

Produtos	Equações <i>probit</i>				
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Tempo-intensivos					
Feijão	-0,00376 (-2,00)**	-0,0128 (-10,57)***	-0,00499 (-3,34)***	-0,00682 (-3,69)***	-0,003013 (-1,97)**
Arroz	-0,00332 (-1,71)*	-0,00838 (-6,97)***	-0,00339 (-2,18)**	-0,000622 (-0,33)	-0,00439 (-2,69)***
Carnes	-0,004052 (-2,45)**	-0,00636 (-6,00)***	-0,00119 (-0,71)	-0,00456 (-2,31)**	-0,00225 (-1,30)
Farinha de trigo	-0,00128 (-1,17)	0,00136 (2,45)**	-0,000977 (-0,90)	-0,00624 (-3,75)***	-0,00199 (-1,75)*
Poupadores de tempo					
Alimentação fora de casa	0,00552 (2,81)***	0,00153 (1,25)	0,00784 (4,66)***	0,00443 (2,12)**	0,00534 (2,95)***
Alimentos prontos	0,00433 (4,11)***	0,003012 (4,96)***	0,00666 (6,03)***	0,008301 (5,47)***	0,00341 (3,90)***
Iogurte	0,00518 (6,26)***	0,00335 (6,02)***	0,00447 (3,93)***	0,00792 (5,49)***	0,00449 (4,79)***
Pão	0,0166 (8,31)***	0,01039 (8,67)***	0,00936 (5,92)***	0,0114 (5,60)***	0,0157 (8,58)***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os testes-Z estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%.

\*\* Significativo ao nível de 5%.

\* Significativo ao nível de 10%.

em 0,1% no Nordeste, em 0,8% no Sudeste e em 0,4% no Sul. Nesse caso, o maior efeito do custo de oportunidade do tempo da mulher foi observado na região Sudeste e o menor efeito no Nordeste, como mostra a tabela 7.

No caso dos alimentos prontos, o maior efeito da escolaridade da mulher sobre a probabilidade de consumo foi observado para a região Sul, um aumento de 0,8% para cada ano adicional de estudo, e o menor efeito foi verificado na região Nordeste, 0,3%. Enfim, os resultados para a variável anos de escolaridade mostram uma relação direta com a probabilidade de consumo de alimentos de fácil e rápido preparo e uma relação inversa com os alimentos que demandam

maior tempo para o seu preparo, isso para todas as regiões do Brasil. Esses resultados corroboram os encontrados por Schlindwein (2006), que comprovou a hipótese de que o custo de oportunidade do tempo da mulher afeta positivamente a probabilidade de consumo de alimentos poupadores de tempo e negativamente a probabilidade de consumo de alimentos tempo-intensivos.

A tabela 8 apresenta os resultados dos efeitos marginais da variável sexo do chefe de família. Verifica-se que, no caso dos alimentos tempo-intensivos (feijão, arroz, carnes e farinha de trigo), a probabilidade de consumo é maior quando o homem é o chefe da família, isso em todas as regiões do país.

TABELA 8

**Resultados dos efeitos marginais da variável sexo do chefe da família no modelo *probit* para os produtos: feijão, arroz, carnes, farinha de trigo, alimentos prontos, iogurte, pão e alimentação fora de casa**

Produtos	Equações <i>probit</i>				
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Tempo-intensivos					
Feijão	0,0279 (1,69)*	0,0569 (5,55)***	0,0521 (3,91)***	0,0414 (2,59)***	0,0372 (2,65)***
Arroz	0,0444 (2,58)***	0,07057 (6,89)***	0,0558 (4,01)***	0,00882 (0,53)	0,0499 (3,32)***
Carnes	0,0523 (3,49)***	0,0531 (5,78)***	0,0549 (3,59)***	0,0293 (1,68)*	0,0463 (2,86)***
Farinha de trigo	-0,000883 (-0,09)	-0,00467 (-0,96)	0,0343 (3,47)***	0,0132 (0,91)	0,0266 (2,53)**
Poupadores de tempo					
Alimentação fora de casa	-0,0184 (-1,05)	-0,0424 (-4,06)***	-0,0228 (-1,53)	-0,0743 (-4,07)***	-0,0525 (-3,10)***
Alimentos prontos	-0,009083 (-0,96)	-0,0121 (-2,22)**	-0,000794 (-0,08)	-0,00544 (-0,39)	0,0000519 (0,01)
Iogurte	-0,0114 (-1,50)	-0,0133 (-2,61)***	-0,0161 (-1,51)	-0,008088 (-0,62)	-0,0139 (-1,56)
Pão	-0,0111 (-0,63)	-0,0352 (-3,50)***	0,02028 (1,44)	-0,0371 (-2,10)**	-0,0214 (-1,27)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os testes-Z estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%.

\*\* Significativo ao nível de 5%.

\* Significativo ao nível de 10%.

No caso dos alimentos poupadores de tempo (alimentos prontos, iogurte, pão e alimentação fora de casa), os coeficientes apresentaram um sinal negativo para o homem chefe da família, ou seja, a probabilidade de consumo é menor quando o homem é o chefe da família. Apenas no caso dos pães para a região Sudeste e dos alimentos prontos para a região Centro-Oeste é que se observa um sinal positivo; no entanto esses coeficientes não foram significativos ao nível de 10%.

Esses resultados estão de acordo com os encontrados para a variável escolaridade da mulher, que também apresentou uma relação direta com a probabilidade de consumo de alimentos de fácil e rápido preparo e uma relação inversa com os alimentos que demandam maior tempo. Ou seja, a probabilidade de consumo dos alimentos que são considerados poupadores de tempo aumenta, enquanto a probabilidade de consumo dos alimentos tradicionais tempo-intensivos diminui com o nível de escolaridade da mulher e quando a mulher é a chefe da família, isso para todas as regiões brasileiras. É importante considerar que quando a mulher é chefe de família, provavelmente ela deve estar trabalhando fora de casa e ser a principal responsável pelo sustento da família.

Fazendo-se uma análise para a urbanização, pode-se observar, de acordo com a tabela 9, que para todas as regiões do país a probabilidade de consumo domiciliar dos alimentos feijão, arroz, e farinha de trigo é menor na área urbana em relação à rural. No caso das carnes, apenas no Sul do país se consome mais carne no meio rural – é importante destacar que a região Sul é a maior consumidora *per capita* de carne suína entre todas as regiões do país e que o consumo de carne suína no meio rural é em média praticamente o dobro do consumo urbano. Em todas as outras regiões, a probabilidade de consumo de carnes no meio urbano é maior do que no rural.

Quando se analisa a influência da urbanização sobre os alimentos poupadores de tempo, verifica-se que nas regiões Norte, Sudeste, Sul e Centro-Oeste a probabilidade de consumo de todos os produtos, alimentos prontos, iogurtes, pães e alimentação fora de casa é maior no meio urbano do que no rural. Para a região Nordeste, a probabilidade de consumo de alimentos prontos, iogurtes e pães também é maior no meio urbano em relação ao rural, mas no caso da alimentação fora de casa a probabilidade de consumo urbano é menor do que a rural, resultado este bastante intrigante, principalmente por se tratar de uma região com população muito pobre no meio rural. Pode ser que esse resultado esteja relacionado à alimentação fora de casa não-monetária, como, por exemplo, a merenda escolar.

Enfim, de forma geral, em todas as regiões brasileiras a urbanização afeta negativamente a probabilidade de consumo de feijão, arroz e farinha de trigo e afeta positivamente a probabilidade de consumo de carnes (menos na região Sul),

alimentação fora de casa (menos na região Nordeste), alimentos prontos, iogurtes e pães. Apenas a magnitude dos coeficientes, para cada um dos produtos, difere um pouco de região para região, como pode ser observado na tabela 9.

Considerando-se a variável idade da mulher chefe de família ou cônjuge, cujos resultados dos efeitos marginais estão apresentados na tabela 10, verifica-se que a maioria dos coeficientes não foi significativa ao nível de 10% na determinação da probabilidade de consumo dos alimentos analisados. No caso da farinha de trigo, quanto maior a idade da mulher chefe de família ou cônjuge menor a probabilidade de consumo desse produto nos domicílios situados na região Norte e maior a probabilidade de consumo pelas famílias das regiões Sudeste e Centro-Oeste. Para

TABELA 9

**Resultados dos efeitos marginais da variável urbanização no modelo *probit* para os produtos: feijão, arroz, carnes, farinha de trigo, alimentos prontos, iogurte, pão e alimentação fora de casa**

Produtos	Equações <i>probit</i>				
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Tempo-intensivos					
Feijão	-0,0479 (-3,19)***	-0,0729 (-7,38)***	-0,0162 (-1,30)	-0,214 (-12,65)***	-0,0148 (-1,11)
Arroz	-0,01097 (-0,70)	-0,020099 (-2,03)**	-0,0158 (-1,22)	-0,1061 (-6,14)***	-0,0175 (-1,23)
Carnes	0,0526 (3,85)***	0,0155 (1,75)*	0,0486 (3,39)***	-0,112 (-6,26)***	0,0478 (3,12)***
Farinha de trigo	-0,0213 (-2,35)**	-0,04104 (-8,03)***	-0,0563 (-5,93)***	-0,1101 (-7,25)***	-0,0398 (-3,93)***
Poupadores de tempo					
Alimentação fora de casa	0,0787 (5,01)***	-0,0898 (-9,06)***	0,0362 (2,60)***	0,00948 (0,51)	0,07062 (4,42)***
Alimentos prontos	0,0627 (6,92)***	0,0381 (6,83)***	0,0372 (3,72)***	0,00916 (0,62)	0,0473 (5,81)***
Iogurte	0,0479 (6,38)***	0,0411 (7,82)***	0,0199 (1,98)**	0,0443 (3,21)***	0,0377 (4,40)***
Pão	0,399 (25,69)***	0,265 (27,56)***	0,197 (14,70)***	0,183 (9,97)***	0,376 (23,42)***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os testes-Z estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%.

\*\* Significativo ao nível de 5%.

\* Significativo ao nível de 10%.

TABELA 10

**Resultados dos efeitos marginais da variável idade da mulher chefe de família ou cônjuge no modelo *probit* para os produtos: feijão, arroz, carnes, farinha de trigo, alimentos prontos, iogurte, pão e alimentação fora de casa**

Produtos	Equações <i>probit</i>				
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Tempo-intensivos					
Feijão	-0,000383 (-0,46)	-0,0000002 (-0,00)	0,000846 (1,30)	-0,000936 (-1,19)	0,000754 (1,07)
Arroz	0,0002067 (0,24)	0,000286 (0,60)	0,00157 (2,31)**	0,00116 (1,44)	0,00055 (0,73)
Carnes	-0,000333 (-0,46)	0,000541 (1,28)	0,000467 (0,64)	0,001061 (1,25)	-0,000286 (-0,36)
Farinha de trigo	-0,00137 (-2,77)***	-0,00019 (-0,84)	0,000879 (1,80)*	0,000475 (0,67)	0,001091 (2,06)**
Poupadores de tempo					
Alimentação fora de casa	-0,00233 (-2,68)***	-0,00364 (-7,43)***	-0,00112 (-1,56)	-0,00439 (-4,92)***	-0,00385 (-4,53)***
Alimentos prontos	-0,000973 (-1,98)**	-0,000741 (-2,83)***	-0,000788 (-1,53)	0,000718 (1,05)	-0,000228 (-1,05)
Iogurte	-0,001092 (-2,72)***	-0,000678 (-2,83)***	-0,001086 (-2,07)**	-0,000466 (-0,72)	-0,000525 (-1,16)
Pão	0,00086 (0,98)	-0,000899 (-1,92)*	0,0004045 (0,61)	-0,0004805 (-0,56)	-0,000246 (-0,29)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os testes-Z estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%.

\*\* Significativo ao nível de 5%.

\* Significativo ao nível de 10%.

o arroz, a idade da mulher está diretamente relacionada à probabilidade de consumo nas famílias da região Sudeste.

Quando se analisam os alimentos poupadores de tempo, a significância melhorou, principalmente para as famílias que vivem nas regiões Norte e Nordeste, como pode ser verificado na tabela 10. Na região Norte a idade da mulher está inversamente relacionada com a probabilidade de consumo de alimentação fora de casa, alimentos prontos e iogurte, ou seja, quanto mais velha é a mulher chefe de família ou cônjuge menor a probabilidade de a família consumir esses produtos.

Nos domicílios situados na região Nordeste, a idade da mulher chefe de família ou cônjuge está inversamente relacionada à probabilidade de consumo de



todos os alimentos poupadores de tempo, ou seja, as donas de casa mais jovens consomem mais alimentação fora de casa, alimentos prontos, iogurtes e pães do que as donas de casa mais velhas. Nas famílias das regiões Sul e Centro-Oeste a idade da mulher também apresentou uma relação inversa com a probabilidade de consumo de alimentação fora de casa.

Os resultados para a composição familiar mostraram que quanto maior o tamanho da família maior a probabilidade de consumo de alimentação fora de casa, o que está dentro do esperado, uma vez que, quanto mais pessoas, maior a incidência de gastos; no entanto, a presença de crianças pequenas e de idosos reduziu essa probabilidade – normalmente as famílias com crianças muito pequenas ou idosos tendem a permanecer mais em casa, muitas vezes até cuidando dos filhos ou fazendo companhia aos pais. Esses resultados foram observados para todas as regiões do país, como pode ser observado na tabela A.1 do anexo.

No caso dos alimentos prontos, a composição familiar não se mostrou significativa ao nível de 10% na determinação da probabilidade de consumo em nenhuma das regiões brasileiras. Para o iogurte, a probabilidade de consumo das famílias brasileiras se eleva com um aumento no número de crianças pequenas de até seis anos de idade em todas as regiões. Para as outras faixas de idade a composição familiar não se mostrou significativa na probabilidade de consumo desse produto.

Em uma análise para os alimentos tempo-intensivos, a composição familiar se mostrou altamente significativa na determinação da probabilidade de consumo de feijão, arroz e carnes. Um aumento no número de pessoas na família, de qualquer faixa etária, eleva a probabilidade de consumo. Quanto maior a família maior a probabilidade de consumo de arroz, feijão e carnes, isso em todas as regiões do país (tabela A.2 do anexo).

No que se refere à variável raça, a maioria dos coeficientes não foi significativa, ao nível de 10%, na determinação da probabilidade de consumo dos alimentos em análise.

#### **4.2 Equações de dispêndio: efeito marginal não-condicional**

No que se refere aos resultados das equações de dispêndio, nas tabelas 11 a 15 encontram-se os resultados do efeito marginal não-condicional, que são aqueles obtidos para toda a população consumidora potencial, e não somente para os indivíduos que adquiriram o produto, como seria o caso do efeito condicional. A maioria dos coeficientes da variável razão inversa de Mills (*Lambda*) foi estatisticamente significativa a 10%, indicando a necessidade de correção do viés de seleção amostral. É importante destacar que a análise desse efeito é pouco comum

TABELA 11

**Efeito marginal não-condicional da variável renda domiciliar para o dispêndio com os produtos: feijão, arroz, carnes, farinha de trigo, alimentos prontos, iogurte, pão e alimentação fora de casa**

Produtos	Equações de dispêndio				
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Tempo-intensivos					
Feijão	0,0350***	0,0692***	0,0639***	-0,0132	0,00237***
Arroz	0,0831***	0,0313***	0,0274***	-0,0375	0,01802***
Carnes	0,2029***	0,3057***	0,250***	0,287***	0,2094***
Farinha de trigo	0,2702	0,324*	0,0549	0,0227	0,0882
Poupadores de tempo					
Alimentação fora de casa	0,613***	0,893***	0,667***	0,7053***	0,763***
Alimentos prontos	0,520***	0,754***	0,674	0,567	0,730*
Iogurte	0,654**	0,876**	0,589***	0,385**	0,472**
Pão	0,227***	0,385***	0,3204	0,333***	0,298***

Fonte: Resultados da pesquisa.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%.

\*\* Significativo ao nível de 5%.

\* Significativo ao nível de 10%.

em estudos empíricos que utilizam o procedimento de Heckman. Na maioria das vezes ou se analisa o efeito marginal condicional ou não se analisa nenhum efeito marginal. No entanto, Hoffmann e Kassouf (2005) derivaram os efeitos marginais condicional e não-condicional e mostraram a importância de se analisar o efeito não-condicional. Os resultados que serão apresentados a seguir mais uma vez irão confirmar a importância de se avaliar o efeito marginal não-condicional quando se utiliza o procedimento em dois estágios de Heckman.

Verifica-se, de acordo com a tabela 11, que o coeficiente da variável renda apresentou uma relação direta com o dispêndio de todos os produtos em análise. Os resultados mostram que um aumento na renda eleva o dispêndio familiar tanto com os produtos tempo-intensivos (feijão, arroz, carnes e farinha de trigo), quanto com os poupadores de tempo (alimentação fora de casa, alimentos prontos, pães e iogurtes), resultado este verificado para todas as regiões do país; a única exceção se verifica na região Sul, onde um aumento na renda reduz o dispêndio com feijão e arroz, mas esses coeficientes não foram significativos ao nível de 10%.

Verificou-se um efeito maior da renda sobre os alimentos poupadores de tempo em relação aos tempo-intensivos. Para todos os produtos, a região Nordeste se destacou pela maior influência de uma elevação na renda sobre o dispêndio, ou seja, um aumento de 10% na renda elevou o dispêndio familiar com alimentação fora de casa e com iogurtes em 9%, com alimentos prontos em 7% e com pães em 4%. Destaque-se que o Nordeste é a região com a menor renda domiciliar média mensal do Brasil. O menor efeito de uma elevação de 10% na renda sobre o dispêndio familiar com alimentação fora de casa, alimentos prontos e pães se verificou na região Norte, com 6%, 5% e 2%, respectivamente.

O coeficiente da variável renda foi altamente significativo para a maior parte dos produtos em análise e em praticamente todas as regiões brasileiras. Pode-se dizer que a renda está diretamente relacionada com o dispêndio familiar com os produtos, conforme o esperado, sendo que os valores dos coeficientes dessa variável, para os diferentes produtos, diferem um pouco entre as diversas regiões do país.

Considerando-se os produtos poupadores de tempo, a renda apresentou o maior efeito sobre a determinação do dispêndio com a alimentação fora de casa e o menor sobre o dispêndio com pães, em todas as regiões do Brasil. Destaque-se que esse maior efeito da renda sobre a alimentação fora de casa, em relação aos alimentos consumidos no domicílio, também foi identificado por Hoffmann (2000). Esse autor fez um estudo sobre as elasticidades-renda da despesa com alimentos nas regiões metropolitanas do Brasil e identificou que, com o aumento na renda, havia maior propensão ao consumo de alimentos fora de casa em relação ao consumo no domicílio.

O coeficiente da variável anos de escolaridade da mulher, que representa seu custo de oportunidade do tempo, foi negativo para os produtos tempo-intensivos (feijão, arroz e farinha de trigo) em todas as regiões brasileiras, o que significa que, quanto maior o nível de instrução da mulher, que é chefe de família ou cônjuge, menor o gasto com esses produtos. No entanto, o coeficiente dessa variável só foi significativo em algumas das regiões, como pode ser observado na tabela 12.

No caso das carnes, só se observou um efeito negativo da escolaridade da mulher para a região Nordeste, mostrando que o aumento no número de anos de estudos da mulher reduz o gasto com esse produto em 0,4%. Nas regiões Norte, Sudeste e Centro-Oeste o coeficiente da escolaridade da mulher apresentou uma relação direta, ou seja, um aumento de um ano na escolaridade da mulher chefe da família ou cônjuge aumentou o dispêndio familiar com carnes em 0,6% no Norte e em 0,4% no Sudeste e no Centro-Oeste.

TABELA 12

**Efeito marginal não-condicional da variável escolaridade da mulher para o dispêndio com os produtos: feijão, arroz, carnes, farinha de trigo, alimentos prontos, iogurte, pão e alimentação fora de casa**

(Em %)

Produtos	Equações de dispêndio <sup>a</sup>				
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Tempo-intensivos					
Feijão	-1,55	-3,89	-4,11**	-4,94**	-3,06**
Arroz	-3,29***	-2,32	-3,96***	-3,54***	-3,15
Carnes	0,65***	-0,39***	0,36*	-1,79	0,36**
Farinha de trigo	-3,61*	1,60	-3,00***	-8,22**	-4,09*
Poupadores de tempo					
Alimentação fora de casa	3,36***	1,63***	4,39***	4,19***	3,10***
Alimentos prontos	9,18**	7,60***	8,96	8,34	7,81
Iogurte	11,85	6,34	4,40	7,27*	6,86*
Pão	4,98**	3,52***	3,62	3,59	5,21**

Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>a</sup> Como a variável dependente é o logaritmo do dispêndio, os valores dos efeitos marginais foram transformados utilizando-se a fórmula  $[\exp(c) - 1] \cdot 100$ .

\*\*\* Significativo ao nível de 1%.

\*\* Significativo ao nível de 5%.

\* Significativo ao nível de 10%.

Considerando-se os produtos poupadores de tempo, o efeito mais significativo do coeficiente da variável anos de escolaridade da mulher chefe de família ou cônjuge foi verificado para a alimentação fora de casa. Para esse produto, os efeitos marginais foram altamente significativos e apresentaram uma relação direta com o dispêndio para todas as regiões do Brasil, como pode ser observado na tabela 12, ou seja, o aumento do número de anos de estudos da mulher elevou o dispêndio familiar com alimentação fora de casa em 4% no Sul e no Sudeste, em 3% no Norte e no Centro-Oeste e em 2% no Nordeste.

No caso do iogurte, do pão e dos alimentos prontos, o coeficiente da variável escolaridade da mulher também apresentou uma relação direta com o dispêndio em todas as grandes regiões, porém esses coeficientes só se mostraram significativos em alguns casos, como pode ser verificado na tabela 12. Para os alimentos prontos, a escolaridade da mulher apresentou maior efeito na região Norte, onde o aumento de um ano na escolaridade da mulher chefe de família ou cônjuge eleva o dispêndio

familiar com esse produto em 9%. O menor efeito se verificou no Nordeste, onde o acréscimo de um ano de estudo da mulher eleva o dispêndio com alimentos prontos em 8%.

Em síntese, a variável anos de escolaridade da mulher chefe de família ou cônjuge, que representa o custo de oportunidade do tempo da mulher, apresentou uma relação direta, como esperado, sobre o dispêndio familiar com os alimentos poupadores de tempo, que são alimentos que demandam menor tempo de preparo, e apresentou relação inversa com os alimentos tempo-intensivos, com exceção das carnes.

Os coeficientes da variável urbanização também foram altamente significativos para a análise do dispêndio com os produtos tempo-intensivos em praticamente todas as regiões do país, apenas no caso do arroz e das carnes esse coeficiente não se mostrou significativo ao nível de 10% na região Sul, e para a farinha de trigo o coeficiente não foi significativo nem na região Norte nem na Sul, como pode ser verificado na tabela 13.

TABELA 13

**Efeito marginal não-condicional da variável urbanização para o dispêndio com os produtos: feijão, arroz, carnes, farinha de trigo, alimentos prontos, iogurte, pão e alimentação fora de casa**

(Em %)

Produtos	Equações de dispêndio <sup>a</sup>				
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Tempo-intensivos					
Feijão	-29,39***	-36,17***	-35,27***	-40,73**	-29,39***
Arroz	-11,84***	-13,84***	-27,09***	-29,67	-24,19***
Carnes	-3,10***	-6,89***	-0,03***	-33,77	-9,86***
Farinha de trigo	-26,53	-50,79**	-53,42***	-61,17	-45,88*
Poupadores de tempo					
Alimentação fora de casa	45,21***	-7,73***	13,88	2,81	13,20
Alimentos prontos	171,28	136,08**	63,72	48,73***	239,40
Iogurte	163,53	95,44	19,72	40,92	50,58
Pão	172,72	98,77***	55,43**	9,60***	143,76

Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>a</sup> Como a variável dependente é o logaritmo do dispêndio, os valores dos efeitos marginais foram transformados utilizando-se a fórmula  $[\exp(c) - 1] \cdot 100$ .

\*\*\* Significativo ao nível de 1%.

\*\* Significativo ao nível de 5%.

\* Significativo ao nível de 10%.

Em uma análise para os produtos poupadores de tempo, observa-se que, no caso da alimentação fora de casa, o dispêndio das famílias que moram no meio urbano é 45% maior do que o das do meio rural na região Norte. Destaque-se que na região Nordeste o dispêndio familiar urbano com alimentação fora de casa é menor do que o rural, o que é um resultado não esperado.

Considerando-se os alimentos prontos, o maior efeito do coeficiente da variável urbanização foi observado na região Nordeste e o menor na região Sul, com um dispêndio domiciliar urbano 136% e 49% superior ao rural, respectivamente. No caso do pão, a maior diferença entre o dispêndio familiar urbano e o rural também foi observada na região Nordeste, onde se verificou um dispêndio urbano 99% maior do que o rural. Nas regiões Sudeste e Sul, o dispêndio familiar com pães no meio urbano é 55% e 10% maior do que no rural, respectivamente.

A urbanização apresentou o efeito esperado para quase todos os produtos, ou seja, uma relação direta na determinação do dispêndio com os produtos que necessitam de um menor tempo de preparo (alimentação fora de casa, alimentos prontos, pães e iogurtes) e uma relação inversa com o dispêndio domiciliar com os produtos tempo-intensivos (feijão, arroz, carnes e farinha de trigo). Os alimentos prontos se destacaram pela maior diferença entre o dispêndio urbano em relação ao rural e as carnes pela menor diferença em todas as regiões do país.

O coeficiente da variável urbanização foi altamente significativo na maior parte das regiões do Brasil, principalmente no caso dos alimentos tempo-intensivos comprovando a sua importância na determinação do dispêndio com esses produtos. Esse resultado confirma a hipótese de que a urbanização, que está relacionada a um aumento na participação da mulher no mercado de trabalho, possui uma influência significativa na determinação dos padrões de consumo e de dispêndio com alimentos. Martins (1998), em uma comparação feita com dados do Endef de 1974-1975 e da POF de 1987-1988, concluiu que o processo de urbanização levou a significativas mudanças nos hábitos alimentares da população brasileira. O autor observou ainda uma substituição de alimentos que demandam maior tempo de preparo por alimentos mais práticos e pela alimentação fora de casa.

A composição familiar apresentou uma relação direta com o dispêndio com os alimentos tempo-intensivos, no entanto, o coeficiente dessa variável só se mostrou significativo para alguns produtos e em algumas regiões do Brasil, como pode ser observado na tabela 14. No caso do feijão, por exemplo, o coeficiente da variável composição familiar só se mostrou significativo para a região Nordeste, onde apresentou uma relação direta com o número de pessoas na família, ou seja, quanto maior o número de pessoas acima de 13 anos, maior o dispêndio domiciliar com o produto.

TABELA 14

**Efeito marginal não-condicional da variável composição familiar para o dispêndio com os produtos: feijão, arroz, carnes e farinha de trigo**

Produtos	Variáveis	Equações de dispêndio <sup>a</sup>				
		Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Feijão	Até 6 anos	0,08058	0,0785	0,0998	0,1064	0,2044
	Entre 7 e 12	0,0968	0,140	0,175	0,219*	0,161
	Entre 13 e 18	0,182	0,164***	0,242	0,182**	0,183
	Entre 19 e 25	0,148	0,1039***	0,182	0,139	0,251
	Entre 26 e 40	0,127	0,147***	0,129	0,135	0,144
	Entre 41 e 60	0,247	0,225***	0,0914	0,242	0,179
	60 e +	0,155	0,198***	0,120	0,347	0,215
Arroz	Até 6 anos	0,0613	0,0926	0,113	0,138**	0,151
	Entre 7 e 12	0,0876	0,168*	0,131**	0,188**	0,175
	Entre 13 e 18	0,131	0,185***	0,283***	0,270***	0,165
	Entre 19 e 25	0,06503	0,159	0,179***	0,224*	0,214***
	Entre 26 e 40	0,0978	0,142*	0,168***	0,241**	0,1104
	Entre 41 e 60	0,176	0,164	0,151**	0,287**	0,135
	60 e +	0,0679	0,214***	0,0749**	0,2032*	0,1093
Carnes	Até 6 anos	0,0229	-0,02034	-0,000760	0,1073	0,02901
	Entre 7 e 12	0,00623*	0,0265*	0,0612	0,0299	0,121
	Entre 13 e 18	0,0823**	0,0765	0,1054	0,118	0,126
	Entre 19 e 25	0,0969**	0,0697	0,0919	0,112	0,131*
	Entre 26 e 40	0,213***	0,121	0,20804	0,172	0,1901
	Entre 41 e 60	0,244***	0,135*	0,244	0,176	0,252
	60 e +	0,278***	0,194*	0,288	0,136	0,265
Farinha de trigo	Até 6 anos	0,00223	0,00199	0,124	0,123	0,239
	Entre 7 e 12	0,0415	0,08904	0,0257	0,285	0,287
	Entre 13 e 18	0,05032*	0,0728	0,234*	0,235	0,254
	Entre 19 e 25	0,00938	0,000559	0,123	0,171	0,143
	Entre 26 e 40	0,118	0,117	0,279***	0,269**	0,116
	Entre 41 e 60	0,313	0,186	0,347**	0,3205	-0,0125
	60 e +	0,3404	0,251**	0,0758	0,0771	-0,0790

Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>a</sup> Como a variável dependente é o logaritmo do dispêndio, os valores dos efeitos marginais foram transformados utilizando-se a fórmula  $[\exp(c) - 1]$ .

\*\*\* Significativo ao nível de 1%.

\*\* Significativo ao nível de 5%.

\* Significativo ao nível de 10%.

Considerando-se os alimentos poupadores de tempo, a tabela 15 mostra que os coeficientes da variável composição familiar, para os produtos alimentos prontos, iogurte, pão e alimentação fora de casa, só foram significativos para algumas categorias de idade e com muitas diferenças entre as grandes regiões do Brasil. No caso da alimentação fora de casa, a presença de crianças de até 6 anos de idade na família reduz o gasto com esse produto. Redman (1980) também identificou que famílias com crianças pequenas gastam menos com refeições fora de casa.

Destaque-se que as faixas etárias entre 19 e 40 anos são as mais representativas para a alimentação fora de casa, isto é, há maior dispêndio com alimentação fora do domicílio nas famílias com maior número de jovens e de adultos com até 40 anos de idade, fato também identificado por Bertasso (2000).

Analisando-se os resultados do efeito marginal não-condicional para o pão, observou-se que os coeficientes da variável composição familiar foram altamente significativos em todas as regiões brasileiras, como pode ser observado na tabela 15. Na região Nordeste, um aumento no número de pessoas com mais de 18 anos de idade eleva o dispêndio familiar com esse produto. Nas regiões Norte, Sudeste, Sul e Centro-Oeste, um aumento no tamanho da família, considerando qualquer faixa etária, eleva o dispêndio familiar com pão.

O coeficiente da variável composição familiar apresentou uma relação direta com o dispêndio com feijão, arroz, carnes, farinha de trigo e pão, o que mostra que, quanto maior o número de pessoas na família, maior o dispêndio familiar com esses produtos. No caso da alimentação fora de casa, alimentos prontos e iogurte, alguns coeficientes foram positivos e outros negativos, com grandes diferenças entre as regiões, como pode ser verificado na tabela 15.

Destaque-se que os resultados do efeito marginal não-condicional estão de acordo com o esperado para a maior parte das regiões brasileiras, uma vez que a escolaridade da mulher, ou o custo de oportunidade do tempo da mulher, afeta positivamente o consumo de alimentos mais práticos e que demandam menor tempo para o seu preparo, como é o caso dos alimentos prontos, pães, iogurtes e alimentação fora de casa, e afeta negativamente o consumo de alimentos tradicionais, que demandam maior tempo para o seu preparo, como é o caso do feijão, arroz, carnes e farinha de trigo.

Os mesmos resultados foram encontrados para a urbanização, redução no dispêndio com os produtos tempo-intensivos e um aumento no dispêndio com os alimentos poupadores de tempo. Como a urbanização também está relacionada a uma participação maior da mulher no mercado de trabalho, era esperado que essas variáveis apresentassem resultados semelhantes. Os resultados para as variáveis



TABELA 15

**Efeito marginal não-condicional da variável composição familiar para o dispêndio com os produtos: alimentos prontos, iogurte, pão e alimentação fora de casa**

Produtos	Variáveis	Equações de dispêndio <sup>a</sup>				
		Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Alimentação fora de casa	Até 6 anos	-0,0783**	-0,04505	-0,0959***	-0,0631	-0,0654
	Entre 7 e 12	-0,0999***	0,00215***	0,166***	0,1077	0,0871
	Entre 13 e 18	-0,142***	0,122*	0,246**	0,169	0,118
	Entre 19 e 25	-0,323***	0,20202***	0,3073***	0,255	0,125***
	Entre 26 e 40	0,334***	0,228***	0,3205***	0,184	0,200**
	Entre 41 e 60	0,0541	0,120	0,147	0,2092	0,0688
	60 e +	-0,0888	-0,152***	-0,0387	0,125*	-0,1086**
Alimentos prontos	Até 6 anos	0,0155	-0,152***	-0,242***	-0,0618	-0,134**
	Entre 7 e 12	-0,0961*	-0,0735	0,0405	0,0187	-0,0339
	Entre 13 e 18	0,07047	-0,123**	0,00547	0,10805	0,120
	Entre 19 e 25	-0,1077*	-0,0759	-0,0901	0,0611	0,0849
	Entre 26 e 40	0,0994	-0,114***	0,00071*	0,0872	-0,123
	Entre 41 e 60	-0,0476	-0,0902*	-0,0376***	-0,0970	-0,2204
	60 e +	-0,0313	-0,258*	0,00435	-0,0921	-0,1039
iogurte	Até 6 anos	0,2032	0,456	0,2068	0,358*	0,4021*
	Entre 7 e 12	-0,118	-0,08103	-0,0548	0,09013	0,1105
	Entre 13 e 18	-0,155*	-0,221**	0,00815	-0,0869	-0,146
	Entre 19 e 25	-0,0155	-0,00467*	0,0441	0,0758	-0,0158
	Entre 26 e 40	-0,0696	-0,0442	0,07036	0,0280	-0,07086
	Entre 41 e 60	-0,0174	-0,130	-0,1077**	-0,0641	-0,0689
	60 e +	-0,0699	-0,0422	-0,0817	0,0544	-0,00569
Pão	Até 6 anos	0,0971***	-0,01037	0,0757*	0,0412***	0,123***
	Entre 7 e 12	0,126***	-0,0859***	0,232***	0,232***	0,2905***
	Entre 13 e 18	0,168***	-0,117***	0,2202***	0,168***	0,218***
	Entre 19 e 25	0,118***	0,0856***	0,113***	0,153***	0,132***
	Entre 26 e 40	0,275***	0,20081***	0,154	0,133***	0,140***
	Entre 41 e 60	0,241***	0,245***	0,251**	0,20202***	0,250***
	60 e +	0,275***	0,20081***	0,327***	0,284***	0,334***

Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>a</sup> Como a variável dependente é o logaritmo do dispêndio, os valores dos efeitos marginais foram transformados utilizando-se a fórmula  $[\exp(c) - 1]$ .

\*\*\* Significativo ao nível de 1%.

\*\* Significativo ao nível de 5%.

\* Significativo ao nível de 10%.

composição familiar e renda domiciliar também estão, em grande parte, de acordo com o esperado.

## 5 CONCLUSÕES

Verificou-se uma significativa mudança nos padrões de consumo alimentar da população brasileira ao longo dos últimos anos. Houve uma redução na aquisição domiciliar *per capita* de feijão, arroz, batata, carnes e farinha de trigo, que fazem parte de uma cesta de alimentos bastante popular nos lares brasileiros, e um aumento na aquisição de alimentos prontos ou semiprontos, pães, iogurtes, refrigerantes e sucos, e alimentação fora de casa.

A composição familiar afetou positivamente a aquisição de alimentos fora de casa (sendo que a presença de crianças pequenas e de idosos reduziu essa probabilidade), assim como o consumo de feijão, arroz, carnes e farinha de trigo, em todas as regiões brasileiras. No entanto, a composição familiar somente afetou o dispêndio com alguns dos alimentos analisados e em algumas das regiões. Apenas no caso do pão é que se pôde observar uma influência significativa do tamanho da família sobre o dispêndio com o produto, em que o aumento no tamanho da família elevou o dispêndio domiciliar em todas as regiões do país.

O aumento na renda domiciliar elevou a probabilidade de se consumirem alimentos fora de casa, alimentos prontos, iogurte, pão, carnes e farinha de trigo em todas as regiões do Brasil. Para o feijão e o arroz, o aumento na renda reduziu a probabilidade de consumo; talvez por se tratar de alimentos bastante populares, um aumento na renda familiar faça com que esses produtos sejam substituídos por outros, o que pode não ser verdade para todos os níveis de renda.

Uma elevação na renda apresentou um efeito positivo no dispêndio em todas as regiões e com todos os produtos em análise. Entre todas as regiões brasileiras, o maior efeito foi sobre o dispêndio com alimentação fora de casa e alimentos prontos e o menor foi sobre o dispêndio com feijão e arroz.

O processo de urbanização também apresentou uma forte influência, tanto na determinação da probabilidade de consumo quanto no dispêndio familiar, para a maior parte dos produtos analisados e em todas as regiões. Enquanto a probabilidade de consumo de feijão, arroz e farinha de trigo é menor na área urbana em relação à rural, a probabilidade de consumo de carnes (menos na região Sul), alimentos prontos, pães, iogurtes e alimentação fora de casa é maior, ou seja, a urbanização afeta negativamente a probabilidade de consumo de alimentos que demandam maior tempo de preparo e positivamente a probabilidade de consumo dos alimentos poupadores de tempo.

No que se refere ao dispêndio com os alimentos, em todas as regiões do Brasil, a urbanização, que de certa forma está relacionada a uma mudança no estilo de vida das pessoas e a um aumento na participação da mulher no mercado de trabalho, afetou positivamente o dispêndio familiar com os alimentos mais práticos e que demandam menos tempo para o seu preparo, como é o caso dos alimentos prontos, pães, iogurtes e alimentação fora de casa. E afetou negativamente o dispêndio com feijão, arroz, carnes e farinha de trigo, que demandam mais tempo para o seu preparo.

A escolaridade da mulher mostrou-se altamente significativa e com uma importante influência na determinação dos padrões de consumo de alimentos para o Brasil. Em todas as regiões do país, a escolaridade da mulher afetou negativamente a probabilidade de consumo familiar de farinha de trigo (menos na região Nordeste, onde a escolaridade da mulher está diretamente relacionada à probabilidade de consumo), feijão, arroz e carnes e afetou positivamente a probabilidade de consumo de alimentos prontos, pães, iogurtes e alimentação fora de casa.

O custo de oportunidade do tempo da mulher mostrou-se inversamente relacionado ao dispêndio com os alimentos tempo-intensivos (feijão, arroz e farinha de trigo), em todas as grandes regiões brasileiras, e diretamente relacionado com o gasto familiar com os alimentos poupadores de tempo, isto é, alimentação fora de casa, alimentos prontos, pães e iogurtes. A escolaridade da mulher apresentou também uma relação direta com o dispêndio com carnes nas regiões Norte, Sudeste e Centro-Oeste e uma relação inversa, na região Nordeste.

Não se pode deixar de levar em conta que essa mudança nos hábitos alimentares, com a redução no consumo de alimentos considerados muito saudáveis, como o feijão e o arroz, e um aumento no consumo de uma alimentação mais rápida como, por exemplo, os alimentos prontos, pode, no futuro, levar a problemas de saúde para a população, devido, principalmente, à grande incidência de conservantes nesses produtos, além de muitas vezes não estarem corretamente balanceados ou não oferecerem todos os nutrientes necessários para uma alimentação saudável. Nesse sentido, e considerando que o aumento no consumo de alimentos prontos ou semiprontos é uma tendência, sugere-se o incentivo a mais pesquisas, com o objetivo de melhorar a qualidade nutricional desses produtos e de reduzir a incidência do uso de conservantes, ou criar conservantes menos agressivos à saúde.

## REFERÊNCIAS

- BECKER, G. S. A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, New York, v. 75, n. 299, p. 493-517, Sep. 1965.
- BERTASSO, B. F. *O consumo alimentar em regiões metropolitanas brasileiras análise da pesquisa de orçamentos familiares/IBGE 1995/96*. 2000. 109 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2000.
- DEATON, A.; MUELLBAUER, J. *Economics and consumer behavior*. New York: Cambridge University Press, 1986. 450 p.
- HOFFMANN, R. Elasticidades-renda da despesa com alimentos em regiões metropolitanas do Brasil em 1995-96. *Informações Econômicas*, São Paulo, v. 30, n. 2, p. 17-24, fev. 2000.
- HOFFMANN, R.; KASSOUF, A. L. Deriving conditional and unconditional marginal effects in log earnings equations estimated by Heckman's procedure. *Applied Economics*, Londres, v. 37, n. 11, p. 1.303-1.311, June 2005.
- HOFFMANN, R.; LEONE, E. T. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar *per capita* no Brasil: 1981-2002. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 14, n. 2, p. 35-58, maio/ago. 2004.
- IBGE. *Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003: primeiros resultados: Brasil e grandes regiões*. Rio de Janeiro: IBGE, Coordenação de Índices de Preços, 2004a. 276 p.
- . *Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003: microdados: Brasil e grandes regiões*. Rio de Janeiro: IBGE, Coordenação de Índices de Preços, 2004b. 1 CD-ROM.
- LANCASTER, K. J. A new approach to consumer theory. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 74, n. 2, p. 132-157, Apr. 1966.
- MARTINS, E. *Variações no consumo de alimentos no Brasil de 1974/75 a 1987/88*. 1998. 117 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1998.
- MCCRACKEN, V. A.; BRANDT, J. A. Household consumption of food-away-from-home: total expenditure and type of food facility. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 69, n. 2, p. 274-284, May 1987.
- MONDINI, L.; MONTEIRO, C. A. Mudanças no padrão de alimentação da população urbana brasileira (1962-1988). *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 28, n. 6, p. 433-39, dez. 1994.
- REDMAN, B. J. The impact of women's time allocation of expenditure for meals away-from-home and prepared foods. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 62, n. 2, p. 234-237, May 1980.
- RUEL, M. T.; HADDAD, L.; GARRETT, J. L. *Some urban facts of life: implications for research and policy*. Washington, D.C.: International Food Policy Research Institute, Food Consumption and Nutrition Division – FCND, Apr. 1999. 21 p. (Discussion Paper, 64).
- SCHLINDWEIN, M. M. *Influência do custo de oportunidade do tempo da mulher sobre o padrão de consumo alimentar das famílias brasileiras*. 2006. 118 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.
- SENAUER, B.; SAHN, D.; ALDERMAN, H. The effect of the value of time on food consumption patterns in developing countries: evidence from Sri Lanka. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 68, n. 4, p. 920-927, Nov. 1986.

## ANEXO

TABELA A.1

**Resultados dos efeitos marginais da variável composição familiar no modelo *probit* para os produtos: alimentação fora de casa, alimentos prontos, iogurte e pão**

Produtos	Variáveis	Equações <i>probit</i>				
		Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Alimentação fora de casa	Até 6 anos	-0,0249***	-0,0148***	-0,000378	-0,0127	-0,0247***
	Entre 7 e 12	-0,0117	0,0254***	0,0484***	0,0358***	0,0376***
	Entre 13 e 18	0,0322***	0,0321***	0,0845***	0,05049***	0,0452***
	Entre 19 e 25	0,0790***	0,0467***	0,0582***	0,0899***	0,0832***
	Entre 26 e 40	0,0792***	0,05001***	0,0752***	0,0758***	0,0677***
	Entre 41 e 60	0,0329**	0,03501***	0,0663***	0,0639***	0,06065***
	60 e +	-0,0155	-0,020046*	-0,0152	0,00807	-0,000752
Alimentos prontos	Até 6 anos	0,00257	0,00468*	-0,0061	-0,007102	-0,000485
	Entre 7 e 12	0,000480	-0,00144	0,00882	0,00788	0,00226
	Entre 13 e 18	0,00486	-0,00461*	0,00525	0,00337	0,00384
	Entre 19 e 25	-0,000338	-0,00175	-0,00134	0,00211	0,00843*
	Entre 26 e 40	0,0151***	0,0021	0,00992	0,00318	-0,00428
	Entre 41 e 60	0,00314	0,0000318	0,0118	-0,0125	-0,0124*
	60 e +	0,00774	-0,0112*	0,00714	-0,0260*	-0,01025
Pão	Até 6 anos	0,0186**	-0,0158***	0,00580	-0,009023	0,009032
	Entre 7 e 12	0,00532	0,00383	0,0264***	0,0166	0,0421***
	Entre 13 e 18	0,0212***	0,00923**	0,0169**	0,01032	0,0326***
	Entre 19 e 25	0,0150	0,0111**	0,00153	0,00915	0,0174*
	Entre 26 e 40	0,0594***	0,0373***	0,0343***	0,0148	0,0137
	Entre 41 e 60	0,0388***	0,0366***	0,0357***	0,00567	0,0222*
	60 e +	0,0264	0,02051*	0,0271*	0,00415	0,0431**
Iogurte	Até 6 anos	0,0119***	0,0224***	0,0232***	0,0381***	0,0230***
	Entre 7 e 12	-0,00742**	-0,00319	-0,008504	0,009032	0,00823*
	Entre 13 e 18	-0,00445	-0,01032***	0,00520	-0,0153*	-0,00936*
	Entre 19 e 25	0,00558	0,00256	0,00890	0,00818	-0,00551
	Entre 26 e 40	0,00766*	-0,000449	0,0122*	-0,00127	-0,00675
	Entre 41 e 60	-0,00113	-0,01004***	-0,0041	-0,0124	-0,00535
	60 e +	0,00196	-0,00426	-0,0101	-0,00878	-0,000466

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os testes-Z estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%.

\*\* Significativo ao nível de 5%.

\* Significativo ao nível de 10%.

TABELA A.2

**Resultados dos efeitos marginais da variável composição familiar no modelo *probit* para os produtos: feijão, arroz, carnes e farinha de trigo**

Produtos	Variáveis	Equações <i>probit</i>				
		Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Feijão	Até 6 anos	0,0243***	0,0283***	0,0193**	0,01703*	0,0290***
	Entre 7 e 12	0,02601***	0,0436***	0,02101***	0,0256***	0,0262***
	Entre 13 e 18	0,0384***	0,0408***	0,0328***	0,0168*	0,0324***
	Entre 19 e 25	0,0456***	0,0244***	0,0236***	0,0193*	0,03040***
	Entre 26 e 40	0,0399***	0,0315***	0,02605***	0,0235**	0,0179**
	Entre 41 e 60	0,0666***	0,0555***	0,0194**	0,0365***	0,0342***
	60 e +	0,0432**	0,0292***	0,0159	0,0572***	0,0338**
Arroz	Até 6 anos	0,0324***	0,0296***	0,0240***	0,0192*	0,0345***
	Entre 7 e 12	0,0287***	0,0436***	0,02020***	0,0236**	0,0238***
	Entre 13 e 18	0,0481***	0,0411***	0,0410***	0,0283***	0,0312***
	Entre 19 e 25	0,0435***	0,0438***	0,0273***	0,0390***	0,0212**
	Entre 26 e 40	0,0535***	0,0348***	0,0143*	0,03062***	0,0130
	Entre 41 e 60	0,0685***	0,0436***	0,0166*	0,0338***	0,03096***
	60 e +	0,0357*	0,0135	-0,0011	0,0221	0,0240
Carnes	Até 6 anos	0,000884	-0,00171	0,00530	0,0331***	0,00921
	Entre 7 e 12	-0,01101	0,0161***	0,0207**	0,00571	0,0289***
	Entre 13 e 18	0,0237***	0,0273***	0,0252***	0,0134	0,0414***
	Entre 19 e 25	0,0318***	0,0193***	0,0362***	0,0204*	0,0227**
	Entre 26 e 40	0,0675***	0,03042***	0,0493***	0,0444***	0,0465***
	Entre 41 e 60	0,0508***	0,0265***	0,0562***	0,0371***	0,05203***
	60 e +	0,0498***	0,0396***	0,0683***	0,0218	0,0532***
Farinha de trigo	Até 6 anos	0,002044	-0,000363	0,0136**	0,0235***	0,0180***
	Entre 7 e 12	0,002059	0,00499**	-0,00255	0,0274***	0,0198***
	Entre 13 e 18	0,00786*	0,00355	0,0170***	0,0174**	0,0158***
	Entre 19 e 25	0,00217	0,000735	0,01023*	0,00837	0,0123**
	Entre 26 e 40	0,00775	0,00596**	0,0153**	0,01079	0,01041
	Entre 41 e 60	0,0194***	0,0089***	0,02081***	0,0277***	0,00523
	60 e +	0,0217*	0,01041**	0,0036	0,01503	-0,000251

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os testes-Z estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%.

\*\* Significativo ao nível de 5%.

\* Significativo ao nível de 10%.

## ELASTICIDADES-RENDA DAS DESPESAS E DO CONSUMO DE ALIMENTOS NO BRASIL EM 2002-2003\*

Rodolfo Hoffmann

### 1 INTRODUÇÃO

A variação do consumo de alimentos em função da renda é um dos temas clássicos da econometria. No século XIX o estatístico alemão Ernst Engel (1821-1896), com base em estudos de orçamentos familiares, concluiu que à medida que cresce a renda, diminui a proporção da renda que é gasta com alimentos. Essa afirmativa é denominada *Lei de Engel*.

O objetivo central deste trabalho é a determinação da elasticidade-renda do consumo físico e da despesa com vários tipos de alimentos no Brasil, utilizando os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para isso, as pessoas são agrupadas em dez classes de renda familiar *per capita*; calcula-se, em cada classe, o valor médio da renda *per capita* (RPC) e do consumo (ou despesa) *per capita* do alimento e ajusta-se uma função poligonal (com três segmentos) do logaritmo do consumo (ou despesa) *per capita* em função do logaritmo da renda familiar *per capita*.

Também são determinadas as elasticidades-renda de várias categorias de despesas de consumo, de despesas correntes e da despesa total.

É analisada preliminarmente a distribuição da renda familiar *per capita*, contrastando áreas rurais e urbanas e considerando a divisão do país em seis regiões.

---

\* O autor agradece a Ana Lúcia Kassouf, Angela Kageyama e Beatriz Freire Bertasso a leitura crítica de uma versão preliminar do trabalho, e a Nézio Pontes, Bernardo Campolina Diniz e Fernando Gaiger Silveira a ajuda na leitura dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF).

## 2 DISTRIBUIÇÃO DA RENDA FAMILIAR *PER CAPITA*

Na POF de 2002-2003, o rendimento médio mensal familiar calculado pelo próprio IBGE para cada família é composto por uma parcela monetária e outra não-monetária. A parcela monetária inclui os rendimentos do trabalho, as transferências, os rendimentos de aluguel e outros rendimentos da família. A parcela não-monetária foi estimada com base no consumo de produtos obtidos por meio de: produção própria; retirada do negócio; troca; doações; pagamentos em espécie etc. O rendimento não-monetário inclui o valor do aluguel do domicílio – estimado pelas unidades de consumo cuja condição de ocupação seja diferente de “alugado” –, deduzidas as despesas com manutenção, impostos, taxas e seguros. Na média, os rendimentos não-monetários representam 14,6% do rendimento familiar (IBGE, 2004a, p. 89).

A RPC é obtida dividindo-se o rendimento mensal familiar pelo número de pessoas da família (ou unidade de consumo).

A tabela 1 mostra as principais características da distribuição da renda familiar *per capita* no Brasil e nas suas áreas urbanas e rurais. De acordo com a classificação oficial, apenas 17% da população estão em áreas rurais. O tamanho médio da família é substancialmente maior nas áreas rurais (4,05 pessoas/família) do que nas áreas urbanas (3,55).

As rendas são informadas em reais de janeiro de 2003, quando o salário mínimo era R\$ 200.

A renda média rural corresponde a menos de 40% da renda média urbana e a renda mediana na área rural corresponde a 45% da renda mediana na área urbana. As medidas sintéticas de desigualdade apresentadas na tabela 1 (índice de Gini e as medidas *T* e *L* de Theil) indicam que a desigualdade da distribuição da renda é substancialmente menor na área rural do que na área urbana. Entretanto, a proporção da renda total apropriada pelo centésimo mais rico é maior na área rural (14,0%) do que na área urbana (13,5%).

No país como um todo, a RPC média (R\$ 500,6) é praticamente o dobro da renda mediana (R\$ 250,7). Os 10% mais ricos, com RPC acima de R\$ 1.088, recebem 47,1% da renda total. O centésimo mais rico, com RPC acima de R\$ 4.087,5, se apropria de 14,0% da renda total declarada, o que supera a percentagem da renda que é recebida por toda a metade relativamente pobre da população (12,9%).

A tabela 2 mostra as principais características da distribuição da RPC para seis regiões do Brasil: Norte, Nordeste, Sudeste exclusive SP (ou MG + ES + RJ), SP, Sul e Centro-Oeste. A média da RPC no Nordeste corresponde a menos de



TABELA 1

**Brasil: principais características da distribuição da renda familiar *per capita* nas áreas urbanas e rurais**

Estatística	Brasil	Áreas urbanas	Áreas rurais
Número de famílias (mil)	48.535	41.133	7.401
Número de pessoas (mil)	175.846	145.846	30.000
Pessoas/família	3,62	3,55	4,05
Renda média (R\$) <sup>a</sup>	500,6	558,9	217,2
Percentil <sup>a</sup> 25	125,1	147,0	68,4
50	250,7	285,6	127,6
75	520,5	589,6	239,0
80	628,8	708,8	279,5
90	1.088,0	1.207,0	421,4
95	1.719,7	1.882,5	611,7
99	4.087,5	4.400,6	1.640,5
% da renda dos			
50% mais pobres	12,9	13,5	16,1
10% mais ricos	47,1	46,0	42,3
5% mais ricos	33,7	32,6	30,7
1% mais rico	14,0	13,5	14,0
Índice de Gini	0,591	0,579	0,534
T de Theil	0,715	0,680	0,606
L de Theil	0,655	0,624	0,510

Fonte: Dados da POF de 2002-2003.

<sup>a</sup> Em reais de janeiro de 2003.

39% da média em SP. Devido à maior desigualdade no Nordeste, o contraste é maior quando são comparadas as rendas medianas: a do Nordeste corresponde a menos de 1/3 da mediana de SP.

A região com mais desigualdade é o Centro-Oeste, onde os 10% mais ricos, com RPC acima de R\$ 1.043,7, ficam com quase metade da renda total da região, e o centésimo mais rico se apropria de 16,5%, uma parcela substancialmente maior do que aquela que fica com os 50% mais pobres (13,4%). As regiões Nordeste

TABELA 2

**Brasil: principais características da distribuição da renda familiar *per capita* em seis regiões**

Estatística	Região					
	Norte	Nordeste	MG + ES + RJ	SP	Sul	Centro-Oeste
Número de famílias (mil)	3.143	12.235	10.702	11.195	7.769	3.490
Número de pessoas (mil)	13.656	49.122	36.492	38.466	25.892	12.218
Pessoas/família	4,34	4,01	3,41	3,44	3,33	3,50
Renda média (R\$)	292,3	273,7	601,5	704,2	590,3	513,6
Percentil 25	84,0	73,2	162,1	230,9	186,1	136,1
50	151,2	135,6	292,4	416,0	330,5	242,7
75	295,9	268,5	586,5	804,4	615,1	484,8
80	354,7	320,8	714,8	946,3	722,3	586,0
90	604,7	550,7	1.294,4	1.518,7	1.167,3	1.043,7
95	962,5	888,9	2.173,3	2.144,2	1.810,2	1.723,9
99	2.406,2	2.339,0	5.317,9	4.602,1	4.451,2	4.664,7
% da renda dos						
50% mais pobres	14,5	13,5	13,4	16,4	15,8	13,4
10% mais ricos	46,3	48,7	48,1	40,1	44,0	49,9
5% mais ricos	33,2	36,1	34,3	27,4	31,9	36,9
1% mais rico	14,0	16,0	13,3	10,9	13,6	16,5
Índice de Gini	0,569	0,591	0,590	0,520	0,545	0,598
T de Theil	0,683	0,771	0,706	0,524	0,624	0,787
L de Theil	0,579	0,632	0,639	0,488	0,529	0,647

Fonte: Dados da POF de 2002-2003.

e MG + ES + RJ mostram um grau semelhante de desigualdade. No Estado de São Paulo e no Sul a desigualdade da distribuição da renda é comparativamente mais baixa.

É óbvio que a desigualdade da distribuição da renda no país e os contrastes entre áreas rurais e urbanas e entre regiões afetam o padrão das despesas de consumo, incluindo as despesas com alimentos.

Comparando-se as características da distribuição da renda por região do Brasil apresentadas na tabela 2 com as obtidas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2002 e 2003, do IBGE, observam-se algumas discrepâncias. Conforme as duas fontes de dados, o Nordeste e o Centro-Oeste se destacam pela desigualdade elevada. Mas enquanto na POF a desigualdade em MG + ES + RJ é semelhante à do Nordeste, nas Pnads a desigualdade nesse conjunto de três estados é substancialmente mais baixa. Entre as seis regiões consideradas, na POF a desigualdade mais baixa é a de SP, ao passo que nas Pnads é a da região Sul. Cabe ressaltar que a amostra da Pnad é mais de duas vezes maior do que a da POF. Como os muito ricos são poucos, mas sua renda afeta bastante as medidas de desigualdade, é possível que variações aleatórias de amostragem tenham feito com que os dados da POF subestimem a desigualdade em SP.<sup>1</sup>

### 3 A DISTRIBUIÇÃO EM DEZ CLASSES DE RENDA FAMILIAR *PER CAPITA*

A delimitação das dez classes de renda familiar *per capita* foi feita procurando-se evitar que um estrato ficasse com uma proporção muito elevada da população ou da renda total. A tabela 3 mostra a estratificação adotada e a distribuição das

TABELA 3

#### Brasil: pessoas, famílias e renda em dez classes de renda familiar *per capita*

Classes de renda <i>per capita</i> (R\$) <sup>a</sup>	Pessoas		Famílias		Pessoas por família	Renda familiar <i>per capita</i> (R\$) <sup>a</sup>	% da renda total na classe
	Número (mil)	%	Número (mil)	%			
De 0 a 100	33.476	19,0	6.495	13,4	5,15	62,9	2,4
Mais de 100 a 200	39.377	22,4	9.419	19,4	4,18	147,9	6,6
Mais de 200 a 400	45.038	25,6	13.015	26,8	3,46	286,1	14,6
Mais de 400 a 600	20.526	11,7	6.520	13,4	3,15	488,2	11,4
Mais de 600 a 800	11.286	6,4	3.679	7,6	3,07	688,2	8,8
Mais de 800 a 1.000	6.584	3,7	2.215	4,6	2,97	890,8	6,7
Mais de 1.000 a 1.500	8.584	4,9	2.919	6,0	2,94	1.210,1	11,8
Mais de 1.500 a 2.500	6.469	3,7	2.307	4,8	2,80	1.897,9	13,9
Mais de 2.500 a 4.000	2.652	1,5	1.088	2,2	2,44	3.075,2	9,3
Mais de 4.000	1.854	1,1	877	1,8	2,12	6.873,7	14,5
Total	175.846	100,0	48.535	100,0	3,62	500,6	100,0

Fonte: Dados da POF de 2002-2003.

<sup>a</sup> Em reais de janeiro de 2003.

1. A amostra da POF para SP é de 2.022 famílias. É claro que o tema demanda uma análise específica que foge aos objetivos deste trabalho.

peças, das famílias e da renda nas dez classes. Verifica-se que a terceira classe, com RPC de mais de R\$ 200 a R\$ 400, ficou com pouco mais de 1/4 do total de pessoas. Apenas essa mesma classe e a mais rica ficaram, cada uma, com pouco mais de 1/7 da renda total.

Note-se que o número médio de pessoas por família na classe diminui monotonicamente à medida que aumenta a RPC.

A classe mais rica, com apenas 1,1% das pessoas, fica com 14,5% da renda total. As três classes mais ricas (RPC acima de R\$ 1.500) incluem 6,2% da população, que se apropriam de 37,7% da renda total. As quatro classes mais ricas agregam 11,1% das pessoas e 49,5% da renda total.

#### 4 O MÉTODO DE DETERMINAÇÃO DAS ELASTICIDADES-RENDA

Seja  $X_i$ , com  $i = 1, \dots, 10$ , a renda familiar *per capita* média no  $i$ -ésimo estrato. Sempre que o Brasil estiver sendo analisado como um todo, trata-se dos valores que constam na penúltima coluna da tabela 3. Seja  $Y_i$  o consumo físico *per capita* do alimento analisado ou o valor *per capita* da categoria de despesa. A estimativa da elasticidade-renda será obtida mediante o ajustamento de uma poligonal nos logaritmos dessas variáveis. Para uma poligonal com três segmentos (dois vértices), o modelo é

$$\ln Y_i = \alpha + \beta \ln X + \sum_{b=1}^2 \delta_b Z_{bi} (\ln X_i - \ln \theta_b) + u_i \quad (1)$$

onde  $\theta_b$  é a renda familiar *per capita* correspondente ao  $b$ -ésimo vértice da poligonal (com  $\theta_1 < \theta_2$ );  $Z_{bi}$  é uma variável binária, tal que  $Z_{bi} = 0$  para  $X_i \leq \theta_b$  e  $Z_{bi} = 1$  para  $X_i > \theta_b$ ; e  $u_i$  é o termo aleatório do modelo.

Os três segmentos da poligonal correspondem a três grandes estratos (que serão indicados por I, II e III) delimitados por  $\theta_1$  e  $\theta_2$ . No estrato I, com  $X \leq \theta_1$ , a elasticidade-renda é igual a  $\beta$ ; no estrato II, com  $\theta_1 < X \leq \theta_2$ , a elasticidade-renda é  $\beta + \delta_1$ ; e no estrato III, com  $X > \theta_2$ , a elasticidade-renda é igual a  $\beta + \delta_1 + \delta_2$ .

Como valores possíveis para  $\theta_b$  foram considerados os 9 limites entre os 10 estratos da tabela 3. Há 36 diferentes maneiras de combinar esses 9 limites 2 a 2, correspondendo a 36 diferentes maneiras de ajustar uma poligonal com 3 segmentos aos valores médios de RPC e consumo (ou despesa) nas 10 classes de RPC.

Foi elaborado um programa para computador que ajusta os 36 diferentes modelos de poligonal e ordena as equações estimadas conforme valores crescentes

do coeficiente de determinação ( $R^2$ ), o que é equivalente a ordená-las de acordo com valores decrescentes da soma de quadrados residual. Frequentemente foi escolhido o agrupamento de classes que produzia a menor soma de quadrados residual. Entretanto, para vários alimentos ou categorias de despesa, esse agrupamento levava a estimativas da elasticidade em um dos três estratos com valor absoluto muito elevado, geralmente em estratos que incluíam apenas uma das dez classes de RPC. Nesses casos foi escolhida outra maneira de agrupar as dez classes, desde que isso não reduzisse muito o coeficiente de determinação.

Para cada domicílio da amostra da POF, o IBGE fornece um fator de expansão, que indica quantos domicílios da população são “representados” por aquele domicílio. Como a análise de regressão nesta pesquisa utiliza valores *per capita*, considerou-se razoável utilizar como fator de ponderação o produto do fator de expansão pelo número de pessoas da família. Dessa maneira, a média ponderada dos valores de RPC reproduz a RPC média no Brasil, e a média ponderada dos consumos físicos ou das despesas *per capita* em cada família reproduz o consumo físico médio ou a despesa *per capita* média em todo o país. Cabe reconhecer que o uso do método de mínimos quadrados ponderados, como foi feito aqui, não leva em consideração a estrutura do procedimento de amostragem da POF.

Um problema econométrico importante na estimação das elasticidades-renda é o fato de a RPC estar sujeita a erros de medida substanciais. Sabe-se que o erro de medida aleatório na variável explanatória faz com que o coeficiente de regressão estimado pelo método de mínimos quadrados (independentemente da ponderação) tenda a subestimar o valor absoluto do verdadeiro parâmetro, sendo que o viés depende da variância do erro de medida. Na metodologia usada neste trabalho, como a poligonal é estimada com base nas médias de dez classes de RPC, e não nos dados individuais, espera-se que esse problema esteja muito atenuado, já que a variância do erro de medida no valor médio de uma classe é muito menor do que a variância dos erros de medida da RPC das famílias.

Cabe ressaltar que uma subdeclaração das rendas que seja proporcionalmente constante não afeta as estimativas das elasticidades. Se, por exemplo, todas as rendas familiares estiverem subdeclaradas em 10%, os valores de  $\ln X_i$  são todos acrescidos de  $\ln 0,9 = -0,10536$ , o que não afeta as estimativas dos coeficientes de regressão, alterando apenas a estimativa do termo constante, que não entra no cálculo das elasticidades.

Depois de estimadas as elasticidades-renda nos três estratos, correspondentes aos três segmentos do modelo de poligonal adotado, a elasticidade-renda média é a média ponderada dessas três elasticidades, com ponderação pela participação de

cada estrato no consumo físico (ou na despesa). Assim, se  $\epsilon_h$ , com  $h = 1, 2$  ou  $3$ , é a elasticidade-renda do consumo no  $h$ -ésimo estrato e  $\phi_h$  é a participação do estrato no consumo total, a elasticidade-renda média do consumo do produto considerado é dada por

$$\epsilon = \sum_{h=1}^3 \epsilon_h \phi_h \quad (2)$$

A mesma lógica se aplica à elasticidade-renda de um agregado de  $k$  tipos de despesa. Seja  $\epsilon_j$  a elasticidade-renda do  $j$ -ésimo tipo de despesa e seja  $\phi_j$  a respectiva participação na despesa agregada, com  $j = 1, \dots, k$ . Então deve haver a seguinte relação entre a elasticidade-renda da despesa agregada ( $\epsilon$ ) e a elasticidade-renda das suas parcelas ( $\epsilon_j$ ):

$$\epsilon = \sum_{j=1}^k \epsilon_j \phi_j \quad (3)$$

## 5 ELASTICIDADES-RENDA DOS GRANDES AGREGADOS DE DESPESAS

A tabela 4 mostra os resultados obtidos por meio do ajustamento da poligonal aos dados sobre despesas de alimentação, distinguindo-se alimentação no domicílio e alimentação fora do domicílio, e destacando-se dois componentes desta última. Também são apresentados os resultados para outros dez agregados de despesas que, junto com alimentação, constituem o total das despesas de consumo.<sup>2</sup>

Excluindo-se o caso da despesa com fumo, o ajustamento da poligonal aos dados é quase perfeito, com coeficiente de determinação ( $R^2$ ) maior ou igual a 0,997.

Nessa tabela, as elasticidades-renda médias mais baixas são as referentes à despesa com alimentação no domicílio (0,381) e à despesa com fumo (0,424). Entre os componentes das despesas de consumo, a elasticidade-renda mais alta, um pouco superior a 1, é a referente a despesas com educação. Também supera 1 a elasticidade-renda média para as despesas com almoço e jantar fora do domicílio.

Calculando a média ponderada das elasticidades-renda das despesas com alimentação no domicílio e fora dele, de acordo com a expressão (3), obtemos um valor idêntico (até a terceira decimal) ao obtido ajustando o modelo poligonal ao total das despesas com alimentação. Usando a mesma expressão para calcular a

2. Ver as parcelas que constituem cada um desses agregados de despesas em IBGE (2004a).

TABELA 4

**Brasil: elasticidade-renda de diversos tipos de despesa, estimada por meio do ajustamento de uma poligonal às médias de dez classes de renda familiar *per capita***

Tipo de despesa	Despesa mensal por família (R\$)	Esquema de agrupamento	$R^{2a}$	Elasticidade no estrato			Elasticidade média
				I	II	III	
Alimentação no domicílio	230,98	3-3-4	0,998	0,403	0,308	0,419	0,381
Alimentação fora do domicílio	73,14	1-6-3	0,998	0,525	0,869	0,666	0,798
Almoço e jantar fora	30,55	1-4-5	0,998	0,846	1,210	0,934	1,043
Cerveja e outras bebidas alcoólicas fora do domicílio	10,15	1-5-4	0,986	0,073	0,762	0,219	0,561
Alimentação	304,12	1-5-4	0,999	0,384	0,478	0,521	0,481
Habituação	520,21	2-6-2	1,000	0,741	0,772	0,589	0,741
Vestuário	83,21	2-1-7	1,000	0,765	0,682	0,589	0,639
Transporte	270,16	1-6-3	1,000	0,572	1,160	0,639	0,966
Higiene e cuidados pessoais	31,80	3-5-2	0,999	0,684	0,571	0,237	0,587
Assistência à saúde	95,14	2-2-6	0,999	0,941	1,056	0,861	0,924
Educação	59,86	2-5-3	1,000	0,914	1,623	0,312	1,072
Recreação e cultura	34,95	1-5-4	0,999	0,798	1,241	0,744	0,989
Fumo	10,20	3-3-4	0,991	0,585	0,091	0,492	0,424
Serviços pessoais	14,85	1-6-3	0,998	1,059	0,950	0,680	0,871
Despesas diversas	40,81	1-8-1	0,997	0,773	1,027	0,334	0,946
Despesas de consumo	1.465,30	2-6-2	1,000	0,667	0,817	0,564	0,758
Outras despesas correntes	191,97	3-5-2	1,000	1,488	1,384	0,984	1,263
Despesas correntes	1.657,27	2-6-2	1,000	0,684	0,873	0,682	0,816
Despesa total	1.777,02	2-6-2	1,000	0,698	0,890	0,750	0,841

Fonte: Dados da POF de 2002-2003.

<sup>a</sup> Registra-se 1 quando  $R^2 > 0,9995$ .

média ponderada das elasticidades-renda das 11 parcelas das despesas de consumo (de alimentação até despesas diversas), obtemos 0,756, que é um valor muito próximo da elasticidade média obtida ajustando-se a poligonal aos dados sobre despesas de consumo (0,758). Esses resultados mostram que o método de estimação utilizado atende de maneira muito satisfatória esse critério de consistência.

Adicionando-se outras despesas correntes às despesas de consumo, obtêm-se as despesas correntes. Finalmente, acrescentando o aumento do ativo e a diminuição do passivo, chega-se à despesa total.<sup>3</sup>

Um padrão esperado para as elasticidades nos três estratos seria sua redução à medida que a RPC aumenta, como acontece no caso das despesas com vestuário, higiene e cuidados pessoais, serviços pessoais e outras despesas correntes. Entretanto, na tabela 4 é mais freqüente observar que ocorre um aumento da elasticidade quando se passa de classes de RPC baixa para classes intermediárias, e depois uma redução da elasticidade no estrato dos relativamente ricos. Esse padrão é perfeitamente compreensível em alguns casos, devido à mudança da natureza da despesa conforme o nível de RPC da família. O significado de “almoçar ou jantar fora” certamente é bastante diferente para pessoas cuja RPC não ultrapassa R\$ 100 e para os relativamente ricos. No caso das despesas com transporte, o comportamento das despesas com veículo próprio em função da renda é muito diferente do comportamento das despesas com transportes coletivos.

É curioso observar que a estimativa da elasticidade-renda da despesa com alimentos se mostra crescente com o nível de RPC. Mas como essa elasticidade é sempre menor do que 1, a participação dessas despesas na renda é sempre decrescente, obedecendo à Lei de Engel. Essa participação é 60,2% na primeira classe de renda (RPC até R\$ 100), cai para 36,6% na segunda classe (mais de R\$ 100 a R\$ 200), e continua diminuindo sistematicamente até atingir apenas 5,2% na classe de RPC acima de R\$ 4 mil.

## 6 ELASTICIDADES-RENDA DO CONSUMO FÍSICO DE ALIMENTOS

Nesta seção, a variável dependente analisada é o consumo físico de vários alimentos, em quilogramas *per capita*. As quantidades de produtos adquiridos na forma líquida foram transformadas em quilograma, considerando-se volume (em litros) igual a peso. Nos casos em que a quantidade adquirida pela família não foi informada ou foi considerada discrepante, o próprio IBGE estimou a quantidade dividindo o valor informado da despesa pelo preço médio das quantidades obtidas de forma direta dos questionários. Esse procedimento de imputação de quantidades ocorreu em 20,3% do total de registros de aquisições (IBGE, 2004b, p. 27). Dessa maneira, nos microdados fornecidos pelo IBGE, para cada unidade de consumo na qual foi registrada despesa com determinado alimento, consta a respectiva quantidade em quilogramas.

3. Para esses três últimos agregados de despesas, o valor obtido difere ligeiramente do publicado em IBGE (2004a, p. 117). Para despesa total, por exemplo, o valor médio mensal por família publicado é R\$ 1.778,03.



A tabela 5 apresenta, para os alimentos listados na coluna correspondente, a quantidade média anual *per capita* adquirida e os resultados obtidos por meio do ajustamento da função poligonal relacionando o logaritmo do consumo *per capita* e o logaritmo da renda *per capita* nas dez classes de renda definidas na tabela 3.

TABELA 5

**Brasil: elasticidade-renda do consumo físico de alimentos, estimada por meio do ajustamento de uma poligonal às médias de dez classes de renda familiar *per capita***

Alimento	Consumo anual <i>per capita</i> (kg)	Esquema de agrupamento	$R^{2a}$	Elasticidade no estrato			Elasticidade média
				I	II	III	
Arroz	31,578	3-3-4	0,825	0,065	-0,440	0,090	-0,038
Feijão	12,394	2-1-7	0,736	0,022	-0,294	-0,022	-0,072
Alface	0,643	4-3-3	0,997	0,781	-0,303	0,508	0,491
Cebola	3,471	3-4-3	0,989	0,487	0,097	0,357	0,334
Tomate	5,000	1-6-3	0,990	1,225	0,238	0,344	0,335
Alho	0,401	2-2-6	0,942	0,828	0,030	0,370	0,346
Batata-inglesa	5,271	1-2-7	0,995	1,106	0,682	0,136	0,433
Cenoura	1,749	3-4-3	0,998	0,738	0,269	0,344	0,497
Mandioca	2,265	1-7-2	0,857	0,910	0,023	-0,265	0,131
Banana	7,207	5-2-3	0,984	0,514	-0,229	0,337	0,397
Laranja	5,593	6-2-2	0,941	0,764	1,069	-0,690	0,759
Laranja-pêra	2,194	1-3-6	0,996	0,664	0,986	0,343	0,666
Limão	0,565	1-2-7	0,990	0,576	1,001	0,461	0,641
Abacate	0,275	3-2-5	0,774	0,235	1,097	0,173	0,402
Abacaxi	0,840	3-3-4	0,990	0,962	0,252	0,640	0,642
Goiaba	0,321	2-5-3	0,847	0,385	0,239	0,024	0,263
Mamão	1,847	2-2-6	0,991	0,568	1,125	0,731	0,832
Melancia	2,456	5-4-1	0,956	0,574	0,191	1,683	0,539
Melão	0,364	1-7-2	0,992	1,389	0,899	0,736	0,883
Manga	0,888	1-7-2	0,973	0,308	0,528	0,290	0,491
Tangerina	1,170	2-3-5	0,997	1,585	0,774	0,160	0,663
Ameixa	0,050	1-5-4	0,991	8,931	1,239	0,693	0,998

(continua)

(continuação)

Alimento	Consumo anual <i>per capita</i> (kg)	Esquema de agrupamento	$R^{2a}$	Elasticidade no estrato			Elasticidade média
				I	II	III	
Caqui	0,125	1-2-7	0,983	2,554	1,541	0,778	0,937
Maçã	1,684	1-3-6	0,996	0,251	0,980	0,286	0,618
Pêra	0,198	1-1-8	0,996	2,892	2,131	1,073	1,127
Pêssego	0,164	3-4-3	0,989	2,789	0,407	0,925	1,058
Uva	0,580	2-5-3	0,995	0,985	0,866	0,340	0,751
Farinha de mandioca	7,766	2-2-6	0,986	-0,456	-1,159	-0,207	-0,619
Farinha de trigo	5,083	4-3-3	0,935	0,461	-1,009	0,242	0,195
Macarrão	4,285	2-5-3	0,952	0,252	0,001	0,182	0,108
Macarrão sem ovos	0,919	1-3-6	0,735	0,313	-0,232	0,168	-0,044
Macarrão com ovos	1,616	3-4-3	0,980	0,461	-0,097	0,246	0,251
Pão francês	12,333	2-2-6	0,995	0,581	0,252	-0,045	0,266
Carne bovina de primeira	6,033	3-1-6	1,000	0,792	0,500	0,226	0,520
Carne bovina de segunda	7,077	2-1-7	0,931	0,401	0,223	-0,292	0,110
Mortadela	0,663	4-1-5	0,884	0,176	-0,327	-0,029	0,108
Presunto	0,417	2-4-4	0,992	1,899	1,123	0,504	0,912
Frango	13,337	2-1-7	0,973	0,450	0,078	0,016	0,178
Ovo de galinha	1,715	4-3-3	0,961	0,299	-0,652	0,464	0,160
Leite de vaca	42,662	3-3-4	0,995	0,551	-0,002	0,258	0,340
Leite condensado	0,530	3-3-4	0,995	1,114	0,845	0,094	0,708
Leite em pó	1,212	4-3-3	0,863	-0,169	0,563	0,062	-0,044
Queijo	2,039	3-6-1	0,998	1,137	0,717	0,108	0,806
Queijo-prato	0,362	3-6-1	0,996	1,283	0,700	0,495	0,852
Queijo mozzarella	0,469	3-3-4	0,989	1,580	1,141	0,257	0,900
logurte	1,967	2-5-3	0,988	1,110	0,561	0,275	0,598
Manteiga	0,317	3-5-2	0,987	0,275	0,655	0,142	0,432
Açúcar cristal	12,162	2-6-2	0,942	0,277	-0,372	0,059	-0,076

(continua)

(continuação)

Alimento	Consumo anual <i>per capita</i> (kg)	Esquema de agrupamento	$R^{2a}$	Elasticidade no estrato			Elasticidade média
				I	II	III	
Açúcar refinado	6,106	2-2-6	0,893	0,066	0,328	0,098	0,174
Sal refinado	2,744	4-2-4	0,912	0,033	-1,007	0,327	-0,031
Maionese	0,388	2-3-5	0,999	1,054	0,837	0,161	0,634
Azeite	0,193	6-2-2	0,874	0,325	1,632	0,577	0,632
Óleo de soja	7,332	3-5-2	0,984	0,238	-0,152	-0,024	0,102
Margarina	1,611	1-6-3	0,995	1,274	0,148	0,274	0,268
Aguardente de cana	0,216	3-3-4	0,642	0,444	-0,071	0,270	0,270
Cerveja	4,562	3-3-4	0,999	1,414	0,796	0,353	0,809
Vinho	0,647	5-2-3	0,969	0,748	1,719	0,000	0,684
Café moído	2,472	3-3-4	0,898	0,206	-0,180	0,361	0,137

Fonte: Dados da POF de 2002-2003.

<sup>a</sup> Valor igual a 1 se deve a arredondamento; trata-se de valor acima de 0,9995.

A lista é encabeçada por dois alimentos básicos: arroz e feijão. Para ambos, a elasticidade média é levemente negativa. Um crescimento proporcional da renda de todos os brasileiros não deverá causar aumento na demanda por esses produtos. Verifica-se que a elasticidade-renda é ligeiramente positiva no estrato mais pobre.

A farinha de mandioca se destaca pela elasticidade-renda mais baixa (-0,619) e pelo fato de a estimativa dessa elasticidade ser negativa nos três estratos correspondentes aos segmentos da poligonal ajustada.

Outros casos de elasticidades-renda médias negativas se explicam pela tendência de os relativamente ricos substituírem o produto por um semelhante e de melhor qualidade: macarrão sem ovos é substituído por macarrão com ovos, e açúcar cristal é substituído por açúcar refinado.

Cabe investigar melhor se o estranho comportamento do consumo de leite em pó pode ser explicado pela distribuição gratuita desse alimento para famílias pobres.

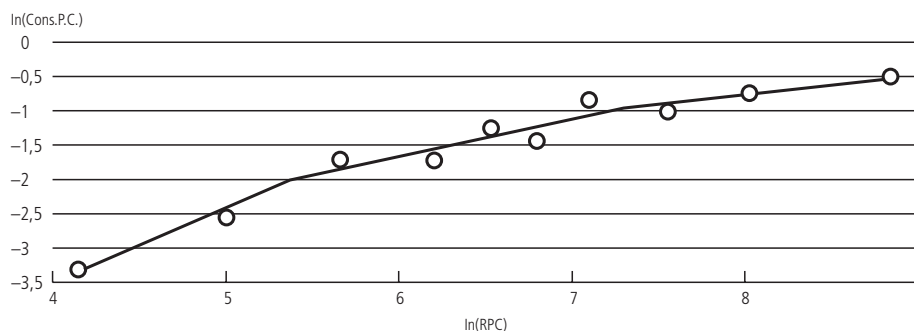
O sal é um exemplo típico de baixa elasticidade devido à sua essencialidade como condimento básico e à sua pequena importância no orçamento doméstico.

Para a grande maioria dos alimentos a elasticidade-renda é positiva, mas raramente ultrapassa 1.

A elasticidade-renda é mais alta para os alimentos mais “nobres” ou relativamente caros, que, por isso mesmo, só são consumidos em maior quantidade pelos relativamente ricos. Compare-se, por exemplo, a elasticidade-renda do consumo de carne bovina de primeira (0,520) com a elasticidade-renda do consumo de carne bovina de segunda (0,110) ou a elasticidade-renda do consumo de bananas (0,397) com a elasticidade-renda do consumo de frutas mais caras como ameixas, pêras ou pêsegos ou, ainda, compare-se a elasticidade-renda do consumo de leite de vaca (0,340) com a elasticidade-renda do consumo de queijo-prato (0,852).

O gráfico 1 ilustra o ajustamento do modelo poligonal aos dados sobre consumo de iogurte, mostrando a diminuição da sua elasticidade-renda quando a RPC aumenta.

GRÁFICO 1  
Brasil: regressão poligonal do logaritmo do consumo *per capita* de iogurte em função do logaritmo da renda *per capita*



Fonte: Dados da POF de 2002-2003.

## 7 ELASTICIDADES-RENDA DAS DESPESAS COM ALIMENTOS

Na tabela 6 são apresentados os resultados obtidos ajustando-se o modelo de poligonal aos dados sobre despesa com alimentos. Note-se que os itens da coluna indicadora dessa tabela são os mesmos da tabela 5. Para cada item, o esquema de agrupamento das dez classes de RPC é o mesmo adotado na tabela 5. Dessa maneira, as diferenças entre elasticidades para um mesmo item nas tabelas 5 e 6 são devidas à variação dos preços médios com o nível de renda das famílias, não podendo ser atribuídas a nenhuma mudança no esquema de agrupamento.

Quando o produto não é homogêneo e os relativamente ricos compram, em maior proporção, um produto de melhor qualidade e mais caro, a elasticidade-renda da despesa será maior do que a elasticidade-renda do consumo físico. Por outro lado, em alguns casos os mais pobres, por limitações de transporte ou por

TABELA 6

**Brasil: elasticidade-renda da despesa com alimentos, estimada por meio do ajustamento de uma poligonal às médias de dez classes de renda familiar *per capita***

Alimento	Despesa mensal por família (R\$)	Esquema de agrupamento	$R^{2a}$	Elasticidade no estrato			Elasticidade média
				I	II	III	
Arroz	14,102	3-3-4	0,837	0,107	-0,386	0,105	0,000
Feijão	7,923	2-1-7	0,571	0,086	-0,287	-0,001	-0,038
Alface	0,964	4-3-3	0,994	0,945	-0,151	0,732	0,638
Cebola	1,092	3-4-3	0,975	0,406	0,139	0,439	0,321
Tomate	1,571	1-6-3	0,990	1,294	0,268	0,414	0,369
Alho	0,851	2-2-6	0,955	0,732	0,132	0,359	0,362
Batata-inglesa	1,682	1-2-7	0,993	0,998	0,651	0,187	0,437
Cenoura	0,614	3-4-3	0,997	0,684	0,283	0,502	0,504
Mandioca	0,452	1-7-2	0,912	0,760	0,159	-0,293	0,216
Banana	2,220	5-2-3	0,990	0,434	0,091	0,325	0,374
Laranja	1,400	6-2-2	0,974	0,710	0,082	0,431	0,585
Laranja-pêra	0,614	1-3-6	0,993	0,659	0,919	0,341	0,641
Limão	0,203	1-2-7	0,988	0,606	0,887	0,483	0,628
Abacate	0,096	3-2-5	0,699	0,211	0,844	0,177	0,333
Abacaxi	0,334	3-3-4	0,987	1,116	0,222	0,758	0,714
Goiaba	0,134	2-5-3	0,951	0,465	0,372	0,277	0,384
Mamão	0,651	2-2-6	0,989	0,578	1,238	0,759	0,882
Melancia	0,570	5-4-1	0,942	0,595	0,153	1,917	0,560
Melão	0,165	1-7-2	0,995	1,508	0,981	0,691	0,939
Manga	0,386	1-7-2	0,937	0,291	0,491	0,420	0,468
Tangerina	0,564	2-3-5	0,991	1,620	0,894	0,173	0,706
Ameixa	0,072	1-5-4	0,992	7,355	1,246	0,957	1,097
Caqui	0,070	1-2-7	0,991	3,353	1,350	0,949	1,035
Maçã	1,175	1-3-6	0,998	0,414	0,922	0,416	0,651
Pêra	0,254	1-1-8	0,991	1,514	2,525	1,055	1,114
Pêssego	0,102	3-4-3	0,951	2,250	0,942	1,061	1,203
Uva	0,500	2-5-3	0,991	1,078	0,921	0,576	0,837
Farinha de mandioca	2,439	2-2-6	0,982	-0,372	-1,006	-0,110	-0,526
Farinha de trigo	2,540	4-3-3	0,979	0,451	-0,871	0,256	0,204
Macarrão	4,066	2-5-3	0,960	0,298	0,164	0,326	0,225

(continua)

(continuação)

Alimento	Despesa mensal por família (R\$)	Esquema de agrupamento	$R^{2a}$	Elasticidade no estrato			Elasticidade média
				I	II	III	
Macarrão sem ovos	1,076	1-3-6	0,901	0,226	0,041	0,360	0,158
Macarrão com ovos	1,484	3-4-3	0,983	0,517	0,043	0,421	0,337
Pão francês	13,206	2-2-6	0,996	0,628	0,385	0,052	0,343
Carne bovina de primeira	11,538	3-1-6	1,000	0,847	0,578	0,351	0,588
Carne bovina de segunda	8,851	2-1-7	0,917	0,419	0,300	-0,239	0,147
Mortadela	0,851	4-1-5	0,969	0,308	0,055	0,030	0,233
Presunto	1,041	2-4-4	0,988	1,742	1,312	0,590	0,999
Frango	12,586	2-1-7	0,981	0,416	0,093	0,130	0,211
Ovo de galinha	3,337	4-3-3	0,991	0,346	-0,147	0,506	0,271
Leite de vaca	12,608	3-3-4	0,996	0,680	0,142	0,321	0,441
Leite condensado	0,688	3-3-4	0,992	1,099	0,776	0,180	0,706
Leite em pó	3,228	4-3-3	0,803	-0,049	0,426	0,205	0,047
Queijo	4,809	3-6-1	0,999	1,274	0,849	0,273	0,908
Queijo-prato	0,918	3-6-1	0,993	1,359	0,869	0,243	0,935
Queijo mozzarella	1,187	3-3-4	0,997	1,750	1,137	0,319	0,929
logurte	1,933	2-5-3	0,998	0,962	0,710	0,365	0,674
Manteiga	0,671	3-5-2	0,988	0,406	0,809	0,318	0,592
Açúcar cristal	4,200	2-6-2	0,954	0,223	-0,369	0,073	-0,092
Açúcar refinado	2,438	2-2-6	0,903	0,016	0,351	0,135	0,174
Sal refinado	0,414	4-2-4	0,797	0,155	-1,019	0,507	0,078
Maionese	0,705	2-3-5	0,994	1,020	0,819	0,233	0,646
Azeite	0,548	6-2-2	0,972	0,795	2,270	0,476	1,170
Óleo de soja	6,286	3-5-2	0,954	0,205	-0,147	0,036	0,086
Margarina	2,214	1-6-3	0,991	1,033	0,261	0,378	0,345
Aguardente de cana	0,169	3-3-4	0,516	0,203	0,157	0,560	0,260
Cerveja	3,645	3-3-4	0,999	1,376	0,864	0,337	0,811
Vinho	0,707	5-2-3	0,963	0,937	1,644	0,766	0,996
Café moído	3,939	3-3-4	0,944	0,208	-0,065	0,376	0,166

Fonte: Dados da POF de 2002-2003.

Valor igual a 1 se deve a arredondamento; trata-se de valor acima de 0,9995.

serem dependentes do crédito concedido por comerciantes locais, pagam um preço mais elevado, fazendo com que a elasticidade-renda da despesa seja menor do que a elasticidade-renda do consumo físico.

Comparando-se as tabelas 5 e 6, verifica-se que, para a grande maioria dos alimentos analisados, a elasticidade-renda da despesa é um pouco maior do que a elasticidade-renda do consumo físico. Nos casos em que essa diferença é substancial, ela pode ser interpretada como efeito da melhor qualidade (e maior preço) do produto adquirido pelos relativamente ricos, como no caso da alface, do macarrão, do azeite, da margarina e dos vinhos.<sup>4</sup>

O fato de a elasticidade-renda da despesa com laranja ser substancialmente mais baixa do que a respectiva elasticidade do consumo físico merece uma análise mais pormenorizada.

No caso do açúcar refinado, que é um produto homogêneo, as estimativas das elasticidades-renda das despesas e do consumo físico são idênticas (0,174). As estimativas das duas elasticidades também são praticamente iguais no caso do açúcar cristal.

## 8 DIFERENÇAS ENTRE ÁREAS RURAIS E URBANAS E ENTRE REGIÕES DO PAÍS

As elasticidades-renda obtidas nas seções anteriores se destinam a avaliar o efeito, sobre a quantidade consumida ou sobre a despesa, de um pequeno aumento na renda familiar *per capita* que seja geral e na mesma proporção para toda a população do país. Se o pesquisador estiver interessado nos efeitos de um aumento da RPC em determinada área ou região, é necessário considerar as diferenças entre padrões alimentares nas áreas urbanas e rurais e os contrastes de hábitos alimentares entre as regiões deste imenso país.

Como exemplo dessas diferenças, vamos examinar o consumo físico de farinha de mandioca em várias situações geográficas. Os resultados estão na tabela 7, observando-se que em todas as situações foi mantido o mesmo esquema de agrupamento das dez classes já utilizado no ajustamento da poligonal para o Brasil todo (ver a linha para farinha de mandioca na tabela 5).

Verifica-se que o consumo médio de farinha de mandioca nas áreas rurais do Brasil é mais de quatro vezes maior do que nas áreas urbanas. As diferenças entre regiões são mais drásticas: enquanto no Estado de São Paulo o consumo anual *per capita* não atinge 1 kg, no Nordeste supera os 15 kg. O consumo desse alimento é ainda maior na região Norte, onde atinge 33,827 kg (ver IBGE, 2004b, p. 167).

4. É claro que seria necessária uma divisão em classes de renda diferente da utilizada aqui para captar a elasticidade-renda da despesa com vinhos realmente "nobres".

TABELA 7

**Elasticidade-renda do consumo de farinha de mandioca: o contraste entre áreas rurais e urbanas e entre o Estado de São Paulo e o Nordeste**

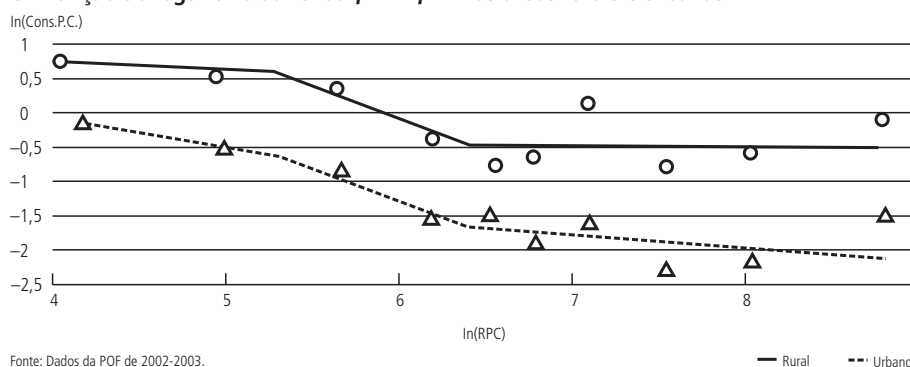
Alimento	Consumo anual <i>per capita</i> (kg)	Esquema de agrupamento	$R^2$ <sup>a</sup>	Elasticidade no estrato			Elasticidade média
				I	II	III	
Brasil urbano	5,095	2-2-6	0,978	-0,437	-0,926	-0,194	-0,562
Brasil rural	20,755	2-2-6	0,941	-0,121	-0,969	-0,015	-0,283
Nordeste	15,333	2-2-6	0,902	0,000	-0,587	-0,287	-0,146
São Paulo	0,913	2-2-6	0,672	0,085	-0,973	-0,067	-0,523
Nordeste urbano	11,037	2-2-6	0,842	-0,040	-0,419	-0,221	-0,157
Nordeste rural	26,160	2-2-6	0,812	0,268	0,060	-0,440	0,222

Fonte: Dados da POF de 2002-2003.

Verifica-se que também há diferenças substanciais na estimativa da elasticidade-renda do consumo de farinha de mandioca. Seu valor absoluto é menor na área rural (-0,283) do que na área urbana (-0,562) e é bem menor no Nordeste (-0,146) do que no Estado de São Paulo (-0,523). E quando separamos o Nordeste rural, a elasticidade média estimada se torna positiva (0,222).

O gráfico 2 ilustra o ajustamento do modelo poligonal aos dados sobre consumo de farinha de mandioca nas áreas urbanas e rurais do Brasil.

GRÁFICO 2

**Brasil: regressão poligonal do logaritmo do consumo *per capita* de farinha de mandioca em função do logaritmo da renda *per capita* nas áreas rurais e urbanas**



### 9 COMPARAÇÃO COM A POF DE 1995-1996

Para obter elasticidades comparáveis com as estimadas com base na POF de 1995-1996, é necessário considerar apenas as áreas cobertas naquela pesquisa, que são nove regiões metropolitanas (RMs) (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre), o município de Goiânia e a área urbana do Distrito Federal. Além disso, é necessário considerar apenas a renda e as despesas monetárias.<sup>5</sup>

A tabela 8 mostra a distribuição das pessoas, das famílias e da renda monetária em dez classes de renda monetária *per capita* (RMPC), de acordo com os dados da POF de 2002-2003, mas considerando apenas o conjunto das 11 áreas cobertas pela POF de 1995-1996. Nota-se que a classe com RMPC de mais de R\$ 200 a R\$ 400 por mês ficou com pouco mais de 1/4 do total de pessoas e que a classe

TABELA 8

**Pessoas, famílias e renda monetária em dez classes de renda monetária *per capita*, conforme dados da POF de 2002-2003, para as áreas pesquisadas na POF de 1995-1996<sup>a</sup>**

Classes de renda monetária <i>per capita</i> (R\$) <sup>b</sup>	Pessoas		Famílias		Pessoas por família	Renda monetária <i>per capita</i> (R\$) <sup>b</sup>	% da renda total na classe
	Número (mil)	%	Número (mil)	%			
De 0 a 100	8.068	14,9	1.786	11,4	4,52	58,0	1,4
Mais de 100 a 200	10.200	18,8	2.507	16,0	4,07	151,2	4,5
Mais de 200 a 400	13.818	25,5	3.951	25,2	3,50	286,7	11,5
Mais de 400 a 600	7.124	13,2	2.204	14,1	3,23	484,4	10,0
Mais de 600 a 800	3.874	7,2	1.209	7,7	3,20	696,5	7,8
Mais de 800 a 1.000	2.246	4,1	750	4,8	2,99	895,4	5,9
Mais de 1.000 a 1.500	3.709	6,8	1.198	7,7	3,10	1.203,4	13,0
Mais de 1.500 a 2.500	2.979	5,5	1.062	6,8	2,80	1.903,5	16,5
Mais de 2.500 a 4.000	1.236	2,3	523	3,3	2,36	3.134,4	11,3
Mais de 4.000	901	1,7	463	3,0	1,95	6.903,6	18,1
Total	54.155	100,0	15.654	100,0	3,46	634,5	100,0

<sup>a</sup> RMs de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, mais o município de Goiânia e a área urbana do Distrito Federal.

<sup>b</sup> Em reais de janeiro de 2003.

5. Conforme dados da POF de 2002-2003, no Brasil como um todo a distribuição da renda monetária *per capita* tem média igual a R\$ 428,6, índice de Gini igual a 0,623 e *T* de Theil igual a 0,795, mostrando uma desigualdade substancialmente mais alta que a da renda familiar *per capita* total (monetária e não-monetária), apresentada na tabela 1.

com maior parcela da renda é a última (com 18,1% da renda monetária total), apesar de apenas 1,7% do total de pessoas pertencer a essa classe. As três classes mais ricas incluem 9,5% das pessoas, que ficam com 45,9% do total da renda monetária.

Para a distribuição da RMPC nessas 11 áreas, o índice de Gini é 0,599, o  $T$  de Theil é igual a 0,715 e as percentagens da renda monetária total apropriadas pelos 10%, 5% e 1% mais ricos são, respectivamente, 47,2%, 33,2% e 13,3%.

Para cada uma das dez classes de RMPC da tabela 8, foram calculados a renda média, apresentada na penúltima coluna da tabela, e os valores médios de vários tipos de despesa discriminados na tabela 9.

TABELA 9

**Elasticidade-renda de tipos de despesas monetárias de consumo, estimada por meio do ajustamento de uma poligonal às médias de dez estratos de renda monetária *per capita*, considerando as áreas pesquisadas na POF de 1995-1996<sup>a</sup>**

Tipo de despesa	Resultados para a POF de 2002-2003							Elasticidade média em 1995-1996 <sup>b</sup>
	Despesa mensal por família (R\$)	Esquema de agrupamento	$R^2$	Elasticidade no estrato			Elasticidade média	
				I	II	III		
Alimentação no domicílio	235,94	1-4-5	0,990	0,135	0,335	0,478	0,370	0,344
Alimentação fora do domicílio	99,80	1-8-1	0,999	0,094	0,871	0,399	0,793	0,745
Alimentação	335,74	1-4-5	0,996	0,081	0,461	0,620	0,502	0,436
Habitação	290,89	2-6-2	0,997	0,328	0,867	0,612	0,753	0,714
Vestuário	90,75	4-4-2	0,999	0,555	0,618	0,787	0,619	0,678
Transporte	360,65	2-5-3	0,998	0,536	1,041	0,634	0,843	0,766
Higiene e cuidados pessoais	36,82	1-8-1	0,985	0,327	0,563	0,199	0,528	0,530
Assistência à saúde	124,13	1-7-2	0,999	0,145	0,972	0,497	0,847	0,734
Educação	98,82	2-5-3	0,996	0,653	1,515	0,300	0,969	0,997
Recreação e cultura	54,27	2-2-6	0,998	0,591	1,255	0,817	0,904	0,953
Fumo	11,97	3-4-3	0,978	0,350	0,239	0,524	0,343	0,251
Serviços pessoais	21,35	2-3-5	0,998	0,632	0,935	0,755	0,806	0,784
Despesas diversas	55,56	6-2-2	0,988	0,721	1,622	0,099	0,895	1,008
Despesas de consumo	1.480,96	2-6-2	0,999	0,394	0,838	0,544	0,733	0,687

<sup>a</sup> Nove RMs (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre), município de Goiânia e área urbana do Distrito Federal.

<sup>b</sup> Ver Hoffmann (2000).

Em seguida foi aplicada a metodologia já descrita na seção 4, obtendo-se os resultados apresentados na tabela 9.

Na última coluna da tabela 9 estão as elasticidades médias obtidas com os dados da POF de 1995-1996, conforme Hoffmann (2000). Cabe ressaltar que a metodologia usada não foi exatamente a mesma. Aqui utilizamos os microdados da POF de 2002-2003, e as famílias foram ordenadas de acordo com a renda familiar *per capita*. Na análise da POF de 1995-1996 foram utilizados os dados das tabelas publicadas, nas quais as famílias estão classificadas conforme a renda familiar. Esse critério algo inapropriado de ordenação deve ter causado uma ligeira subestimação das elasticidades para 1995-1996. Isso ajuda a entender por que as elasticidades estimadas para 2002-2003 são, para a maioria dos tipos de despesa, maiores do que as estimadas para 1995-1996.

Verifica-se que há quatro tipos de despesa para as quais o aumento da elasticidade-renda estimada é mais intenso, superando os 10%: alimentação, transporte, assistência à saúde e fumo. Vamos deixar de lado o caso do fumo, notando que, na tabela 9, é o tipo de despesa com pior ajustamento da poligonal. No caso da alimentação, os aumentos das elasticidades para alimentação no domicílio e alimentação fora do domicílio não foram tão altos, e o aumento mais intenso da elasticidade para todas as despesas com alimentação está associado ao crescimento da participação das despesas com alimentação fora do domicílio no total da alimentação, que passou de 25,35% em 1995-1996 para 29,73% em 2002-2003.

É compreensível, também, o aumento da elasticidade-renda das despesas com transporte, cada vez mais associadas, para parte substancial da população, com o uso do automóvel. No caso das despesas com assistência à saúde, o aumento da elasticidade-renda deve estar associado ao progresso tecnológico da medicina, com procedimentos cada vez mais sofisticados e caros.

#### REFERÊNCIAS

IBGE. *Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003: primeiros resultados* – Brasil e grandes regiões. Rio de Janeiro: IBGE, 2004a. 276 p.

\_\_\_\_\_. *Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003: aquisição alimentar domiciliar per capita* – Brasil e grandes regiões. Rio de Janeiro: IBGE. 2004b. 260 p.

HOFFMANN, R. Elasticidades-renda das despesas e do consumo físico de alimentos no Brasil metropolitano em 1995-96. *Agricultura em São Paulo*, v. 47, n. 1, p. 111-122, 2000.



## **O MODELO QUADRATIC ALMOST IDEAL DEMAND SYSTEM (QUAIDS): UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL**

Alexandre Bragança Coelho  
Danilo Rolim Dias de Aguiar

### **1 INTRODUÇÃO**

As análises empíricas da demanda requerem cuidados especiais para que aspectos teóricos sejam adequadamente considerados. Sendo assim, antes de coletar os dados e estimar uma equação ou sistema de demanda, é necessário definir o modelo teórico a ser utilizado. A teoria da demanda não fornece qualquer indicação de qual seja a melhor forma funcional, sugerindo apenas as propriedades que um sistema derivado de uma estrutura de preferências deveria possuir (PYLES, 1989). Cabe ao pesquisador, assim, escolher a forma funcional que consiga descrever os dados de maneira adequada e que, ao mesmo tempo, seja plausível teoricamente. Essa escolha terá importantes implicações na análise empírica e, segundo Barten (1993), deve obedecer aos seguintes critérios: a especificação tem de ser consistente com a teoria, ser fácil de estimar, ajustar-se bem aos dados e apresentar um bom desempenho na previsão dos valores futuros.

Para garantir conformidade com a teoria, seria válido especificar uma função de utilidade particular, resolver as condições de primeira ordem e derivar as demandas a serem estimadas. Assim, todas as restrições teóricas estariam automaticamente atendidas. Entretanto, há vários problemas com essa abordagem. Em primeiro lugar, as demandas resultantes dessa derivação podem ser muito complicadas de estimar devido à não-linearidade nos parâmetros ou ao número excessivo de parâmetros a serem estimados. Outro problema é que muitas funções de utilidade direta possuem restrições implícitas em sua especificação, como homoteticidade, por exemplo, que o pesquisador pode não querer impor aos seus resultados.

Para contornar essas dificuldades, são utilizadas basicamente duas alternativas:

a) especificar as equações do sistema de demanda diretamente e impor as restrições teóricas necessárias para garantir a conformidade com a teoria; e

b) escolher uma forma funcional que seja uma aproximação (geralmente de segunda ordem) de alguma função de utilidade indireta ou função dispêndio desconhecida e derivar as funções de demanda, impondo as restrições teóricas necessárias.

Neste capítulo, a segunda abordagem será examinada com a especificação e a aplicação para o caso brasileiro do modelo Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS).

## 2 O MODELO QUAIDS

O modelo QUAIDS, desenvolvido por Blundell, Pachardes e Weber (1993) e Banks, Blundell e Lewbel (1997), origina-se da constatação de que muitas curvas de Engel para uma série de bens não são lineares no logaritmo do dispêndio total (ou renda), como pressupõem todos os modelos que partem da chamada forma Working-Leser ( $w_i = \alpha + \beta_i \log m$ , em que  $w_i$  é a parcela de dispêndio com o bem  $i$ , e  $m$  é o dispêndio total), a exemplo dos modelos Translog e Almost Ideal Demand System (AIDS). Assim, a aplicação desses modelos aos dados não permite captar corretamente o comportamento dos consumidores ao longo de todas as faixas de renda.

Quando se trabalha com um alto nível de desagregação de bens, como permite geralmente a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a não-linearidade das curvas de Engel é bastante provável. A explicação está no fato de que, nesse nível de detalhamento, há uma série de consumidores que não compram determinado bem e grande parte da resposta da demanda a um aumento do dispêndio total será dada pela entrada de novos compradores para o produto em questão, ou seja, a resposta será “extensiva” além de “intensiva”, representada pelo impacto dos consumidores que já consomem o bem. Isso contribui para a geração de curvas de Engel não-lineares no caso de muitos bens. Por exemplo, Banks, Blundell e Lewbel (1997) constatam que a maior parte do dispêndio dos consumidores ingleses no início da década de 1980 não obedece à especificação Working-Leser. Dessa forma, eles propõem o modelo QUAIDS, construído especialmente para conter o modelo AIDS e, adicionalmente, possuir um termo com o quadrado do logaritmo do dispêndio total. Além disso, Cranfield *et al.* (2003), ao comparar várias formas funcionais para sistemas de demanda, sugerem o modelo QUAIDS como o mais adequado para estimação quando se utilizam dados de *cross-section* e quando há considerável variação de preços.

Banks, Blundell e Lewbel (1997) iniciam pela generalização das preferências PIGLOG,<sup>1</sup> que são lineares no logaritmo do dispêndio ( $\ln m$ ) e que resultam em demandas em que as parcelas de dispêndio ( $w_i$ ) para cada bem também são lineares em  $\ln m$ . Assim, a forma geral mais simples de demandas consistentes com essa generalização é a seguinte:

$$w_i = A_i(p) + B_i(p) \ln x + C_i(p) g(x), \text{ com } i = 1, \dots, n \quad (1)$$

onde:

$p$  = vetor de preços;

$x = \frac{m}{a(p)}$  e  $a(p)$  é um índice de preços qualquer;

$A_i(p)$ ,  $B_i(p)$ ,  $C_i(p)$  e  $g(x)$  são funções diferenciáveis.

O termo  $C_i(p) g(x)$  permite não-linearidades em  $m$ . Bens que possuem curvas de Engel lineares terão  $C_i(p) = 0$ .

Banks, Blundell e Lewbel (1997) provam que a função de utilidade indireta compatível com (1) seria da forma:

$$\ln V = \left\{ \left[ \frac{\ln m - \ln a(p)}{b(p)} \right]^{-1} + \lambda(p) \right\}^{-1} \quad (2)$$

onde:

$\lambda(p)$  = função diferenciável e homogênea de grau 0 em  $p$ ; e

$$b(p) = \prod_k p_k^{\beta_k}.$$

O termo dentro do colchete é a função de utilidade indireta de um sistema de demanda PIGLOG, ou seja, sistemas de demanda com parcelas do dispêndio

1. Quando o nível de gastos representativo é independente dos preços e está sujeito apenas à distribuição dos gastos entre os consumidores, tem-se o caso conhecido como "linearidade generalizada independente do preço", ou, em inglês, Price Independent Generalized Linearity (PIGL). A forma logarítmica é chamada de PIGLOG. Ver Coelho (2006).

de cada bem lineares no logaritmo do dispêndio total. Já o termo adicional, no caso do modelo AIDS, é nulo, ou seja,  $\lambda(p) = 0$ . No modelo QUAIDS, Banks, Blundell e Lewbel (1997) definem  $\lambda(p)$  como:

$$\lambda(p) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \ln p_i$$

onde:

$$\sum_i \lambda_i = 1 \quad (3)$$

Os termos  $a(p)$  e  $b(p)$  são definidos de forma semelhante ao modelo AIDS:

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \ln p_k \ln p_j \quad (4)$$

$$b(p) = \prod_k p_k^{\beta_k}$$

Fazendo a derivação e obtendo as parcelas de dispêndio para cada bem, o resultado final para o modelo QUAIDS é o seguinte:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[ \frac{m}{a(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2, \quad \text{com } i = 1, \dots, n \quad (5)$$

Pode-se notar que o modelo AIDS é um caso particular do modelo QUAIDS, bastando que  $\lambda(p) = 0$ , como já ressaltado anteriormente. Assim, o modelo QUAIDS preserva todas as qualidades do modelo AIDS, ou seja, a flexibilidade, a facilidade de estimação e a consistência na agregação dos consumidores, permitindo



ainda captar de forma mais precisa os efeitos do dispêndio total ou da renda nas demandas de cada produto.

Para garantir a consistência com a teoria da demanda, as restrições sobre os parâmetros do modelo QUAIDS são as seguintes:

a) Aditividade

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 0; \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0; \sum_{i=1}^n \beta_i = 0, \sum_{i=1}^n \lambda_i = 0 \quad (6)$$

b) Homogeneidade

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (7)$$

c) Simetria

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (8)$$

A negatividade<sup>2</sup> deve ser verificada em cada ponto, da mesma forma que no modelo AIDS.

Para determinar as elasticidades-dispêndio e preço da demanda, obtêm-se as derivadas de (5) com respeito a  $\ln m$  e  $\ln p_j$  respectivamente (BANKS; BLUNDELL; LEWBEL, 1997):

$$\mu_i = \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \beta_i + 2 \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{a(p)} \right] \right\} \quad (9)$$

$$\mu_{ij} = \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \mu_i \left( \alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k \right) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(p)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \quad (10)$$

2. O termo negatividade diz respeito ao fato de a matriz de Slutsky ser, em termos teóricos, semidefinida negativa.

As elasticidades-dispêndio são dadas por:

$$e_i = \frac{\mu_i}{w_i} + 1 \quad (11)$$

É fácil ver que, com  $b > 0$  e  $l > 0$ , podem ser obtidas elasticidades-dispêndio maiores do que 1 para baixos níveis de dispêndio e elasticidades-dispêndio menores do que 1 para altos níveis de dispêndio. Assim, com o QUAIDS, é possível que alguns bens sejam bens de luxo para baixos níveis de dispêndio (renda) e bens necessários para maiores níveis de dispêndio (renda), um comportamento bastante provável para certos alimentos e que não pode ser captado por outros modelos.

As elasticidades-preço não compensadas são dadas por:

$$e_{ij} = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij} \quad (12)$$

onde:

$$\delta_{ij} = 0 \text{ para } \forall i \neq j; e$$

$$\delta_{ij} = 1 \text{ para } \forall i = j$$

As elasticidades-preço compensadas podem ser calculadas através da equação de Slutsky e usadas para classificar os bens como substitutos ou complementares.

### 3 APLICAÇÃO DO MODELO QUAIDS PARA ESTIMAÇÃO DA DEMANDA DE ALIMENTOS NO BRASIL

Para se testar o desempenho do modelo QUAIDS, escolheu-se como objeto de estudo a demanda domiciliar de alimentos no Brasil. O gasto com alimentação, apesar de perder importância nas últimas décadas, ainda é o segundo mais significativo na participação das despesas das famílias, com 20,75% do total (IBGE, 2004a). Além disso, o item alimentação é o de maior peso no orçamento das famílias da zona rural e das de baixa renda, sobretudo nas regiões Norte e Nordeste. Segundo a POF de 2002-2003, do IBGE, para famílias de baixa renda – até dois salários mínimos (SM) mensais –, esses gastos ainda representam 32,7% do total, ou

seja, praticamente 1/3 das despesas (IBGE, 2004a). Por isso, os alimentos têm peso considerável nos índices de inflação. Assim, é de vital importância determinar quais produtos têm maior variação de preços diante de eventuais choques de oferta, e como as quantidades demandadas se comportam ante as variações de preços. Isso é possível apenas com a correta formulação e estimação de sistemas de demanda, que permitam cálculos confiáveis das elasticidades-preço.

### 3.1 Dados utilizados

Neste estudo, os dados utilizados para estimação do sistema de demanda são originários dos microdados<sup>3</sup> da POF realizada nos anos de 2002 e 2003 pelo IBGE. Esta apresenta algumas diferenças consideráveis em relação às pesquisas anteriores. Em primeiro lugar, a pesquisa foi realizada em todo o território nacional, incluindo as áreas rurais de todas as regiões. Além disso, pela primeira vez foram consideradas as aquisições não-monetárias,<sup>4</sup> muito importantes especialmente nas áreas rurais.

A opção deste estudo é a de trabalhar com categorias de produtos bastante desagregados, de forma a permitir que as elasticidades estimadas descrevam com maior precisão as escolhas dos consumidores ante mudanças de preços relativos e da renda. Assim, no universo de alimentos pesquisados, foram selecionados 18 produtos pela sua importância no orçamento dos consumidores ou pelas relações de substituíbilidade entre eles. Os produtos selecionados foram açúcar, arroz, banana, batata, carne bovina de primeira, carne bovina de segunda, farinha de mandioca, feijão, carne de frango, leite em pó, leite fluido, macarrão, manteiga, margarina, pão francês, carne suína, queijos e tomate.

A amostra da POF abarcou 48.470 domicílios. Depois de alguns ajustes, em que foram eliminados os domicílios que não apresentavam informação de rendimento (renda zero), os que não consumiram nenhum dos 18 produtos alimentares selecionados e os *outliers*. A amostra usada neste estudo foi de 43.922 observações.

### 3.2 Método de estimação: o procedimento de Shonkwiler e Yen

Suponha que se deseja modelar a demanda de  $M$  produtos alimentícios e que há  $N$  famílias no conjunto de dados disponível ao pesquisador. O procedimento de Shonkwiler e Yen (1999) aborda o problema como um processo de aquisição de dois estágios:

3. Microdados são os dados originais individuais retirados dos questionários da POF (ver IBGE, 2004b).

4. Segundo o IBGE (2004a), "Despesas não-monetárias correspondem a tudo que é produzido, pescado, caçado, coletado ou recebido em bens utilizados ou consumidos durante o período de referência da pesquisa e que, pelo menos na última transação, não tenham passado pelo mercado".

Primeiro estágio

$$d_{in}^* = Z_{in}' \alpha_i + v_{in}$$

$$d_{in} = \begin{cases} 1 & \text{se } d_{in}^* > 0 \\ 0 & \text{se } d_{in}^* \leq 0 \end{cases} \quad \text{com } i=1, \dots, M \text{ e } n=1, \dots, N \quad (13)$$

Segundo estágio

$$y_{in}^* = f(X_{in}, \beta_i) + e_{in} \quad (14)$$

$$y_{in} = d_{in} y_{in}^* \quad \text{com } i=1, \dots, M \text{ e } n=1, \dots, N$$

onde:

$d_{in}^*$  = variável latente representando a diferença em utilidade entre comprar ou não o  $i$ -ésimo produto;

$d_{in}$  = variável dicotômica observada representando se o  $n$ -ésimo consumidor consome ( $d_{in} = 1$ ) ou não consome ( $d_{in} = 0$ ) o  $i$ -ésimo produto;

$Z_{in}$  = vetor de variáveis exógenas que influem na decisão do consumidor em adquirir o produto;

$\alpha_i$  = vetor de parâmetros da equação de decisão;

$y_{in}^*$  = variável latente representando a quantidade consumida de determinado produto;

$y_{in}$  = variável dependente observada representando a quantidade consumida de determinado produto (geralmente, parcela do gasto total com determinado produto);

$f(x_{in}, \beta_i)$  = forma funcional da função de demanda;

$X_{in}$  = vetor de variáveis que influem na decisão do consumidor em quanto adquirir do produto;

$\beta_i$  = vetor de parâmetros; e

$v_{in}$  e  $e_{in}$  = erros aleatórios.

Seguindo o resultado de Wales e Woodland (1980), Shonkwiler e Yen (1999) admitem que, para cada  $i$ , os termos de erro  $[e_{in}, v_{in}]'$  sejam distribuídos como uma normal bivariada com  $\text{Cov}(e_{in}, v_{in}) = \delta_i$ . Dessa forma, a esperança condicional e a esperança não-condicional da variável dependente  $y_{in}$  são dadas por:

$$E(y_{in} | d_{in} = 1) = f(X_{in}, \beta_i) + \delta_i \frac{\phi(Z'_{in} \alpha_i)}{\Phi(Z'_{in} \alpha_i)}$$

$$E(y_{in}) = \Phi(Z'_{in} \alpha_i) f(X_{in}, \beta_i) + \delta_i \phi(Z'_{in} \alpha_i)$$

onde:

$\phi(Z'_{in} \alpha_i)$  = função de densidade de probabilidade da distribuição normal avaliada em  $Z'_{in} \alpha_i$ ; e

$\Phi(Z'_{in} \alpha_i)$  = função de distribuição acumulada da distribuição normal avaliada em  $Z'_{in} \alpha_i$ .

Baseado no resultado acima, o sistema de equações em (13) pode ser reescrito como:

$$y_{in} = \Phi(Z'_{in} \alpha_i) f(X_{in}, \beta_i) + \delta_i \phi(Z'_{in} \alpha_i) + \xi_{in} \quad (15)$$

com  $i = 1, \dots, M$  e  $n = 1, \dots, N$  e  $\xi_{in} = y_{in} - E(y_{in} | X_{in}, Z_{in})$ .

Shonkwiler e Yen (1999) argumentam que esse sistema pode ser estimado a partir de um procedimento de dois estágios englobando todas as observações disponíveis, independentemente de o bem ser ou não consumido. No primeiro estágio (decisão de compra), a estimativa  $\hat{\alpha}_i$  de  $\alpha_i$  é obtida com base no modelo *probit*. Nesse caso, pode-se usar a estimação por Máxima Verossimilhança (MV) para estimar os parâmetros.

As estimativas  $\hat{\alpha}_i$  do primeiro estágio são utilizadas para calcular  $\Phi(Z'_{in}\hat{\alpha}_i)$  e  $\Phi(Z'_{in}\hat{\alpha}_i)$  e estimar os parâmetros  $\beta_i$  e  $\delta_i$  no sistema:

$$y_{in} = \Phi(Z'_{in}\hat{\alpha}_i)f(X_{in},\beta_i) + \delta_i\phi(Z'_{in}\hat{\alpha}_i) + \eta_{in} \quad (16)$$

$$(i = 1, \dots, M \text{ e } n = 1, \dots, N)$$

onde:

$$\eta_{in} = e_{in} + [\Phi(Z'_{in}\alpha_i) - \Phi(Z'_{in}\hat{\alpha}_i)]f(X_{in},\beta_i) + \delta_i[\phi(Z'_{in}\alpha_i) - \phi(Z'_{in}\hat{\alpha}_i)]$$

com:

$$E(\eta_{in}) = 0$$

$$\begin{aligned} Var(\eta_{in}) = & \sigma^2\Phi(Z'_{in}\alpha_i) + \\ & + [1 - \Phi(Z'_{in}\alpha_i)]\{[f(X_{in},\beta_i)]^2\Phi(Z'_{in}\alpha_i) + \\ & + 2f(X_{in},\beta_i)\delta_i\phi(Z'_{in}\alpha_i)\} - \\ & - \delta_i^2\{Z'_{in}\alpha_i\phi(Z'_{in}\alpha_i) + [\phi(Z'_{in}\alpha_i)]^2\} \end{aligned} \quad (17)$$

$\eta_{in}$  tem a mesma distribuição assintótica de  $\xi_{in}$ . O sistema de equações do segundo estágio representado na equação (16) é estimado por MV por meio de um Seemingly Unrelated Regressions (SUR) não-linear em que a função de verossimilhança para o  $n$ ésimo consumidor é a seguinte:

$$\begin{aligned} LLF_{SUR,n}(\beta, \Sigma | y_n, X_n, Z_n, \hat{\alpha}) = & -\frac{M}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\ln|\Sigma| - \\ & - \frac{1}{2}\eta'_n \Sigma^{-1} \eta_n \quad (n = 1, \dots, N) \end{aligned} \quad (18)$$

onde:

$\Sigma$  = matriz ( $M \times M$ ) de covariância dos erros para os  $M$  produtos; e

$\eta_n$  = vetor ( $M \times 1$ ) de erros das equações.

Como as estimativas do *probit* do primeiro estágio são consistentes, a maximização da função de verossimilhança acima produz igualmente estimativas consistentes. Entretanto, como se pode notar pela expressão (18),  $\eta_{in}$  é heterocedástico, o que faz com que o estimador de MV no segundo estágio seja ineficiente.

Outro problema que surge com o uso das estimativas  $\hat{\alpha}_i$  no segundo estágio é que a matriz de variância-covariância do segundo estágio é incorreta. Murphy e Topel (1985) provam que o uso de coeficientes estimados de um *probit* no primeiro estágio para a construção de variáveis no segundo estágio implica que a matriz de variância-covariância dos coeficientes do segundo estágio é viesada. Isso ocorre porque as variáveis não observadas e imputadas no segundo estágio se baseiam em estimativas do primeiro estágio, e não nos valores verdadeiros. A matriz de variância-covariância dos coeficientes do segundo estágio estimada neste trabalho foi então corrigida para lidar com esse problema através do chamado Procedimento de Murphy e Topel.<sup>5</sup>

Para implementar o procedimento de Shonkwiler e Yen, é necessário escolher a forma funcional  $f(X_{in}, \beta_i)$  da função de demanda. A forma funcional optada para este estudo é o modelo QUAIDS, que permite captar corretamente o comportamento dos consumidores ao longo de todas as faixas de renda.

Uma das propriedades derivadas da teoria da demanda e desejável em qualquer sistema de demanda é a aditividade. Entretanto, no caso do Procedimento de Shonkwiler e Yen, assegurar aditividade das parcelas do gasto é um grande problema. Isso ocorre porque a imposição das restrições usuais da aditividade via restrição de parâmetros garante apenas a aditividade das parcelas de gasto latentes, mas não das parcelas de gasto efetivamente observadas (DONG; GOULD; KAISER, 2004). A solução geralmente usada (ver YEN; HUANG, 2002), baseada na recomendação de Pudney (1989) para garantir a aditividade das parcelas observadas, é tratar um dos bens do sistema como “bem residual” e estimar a estrutura de demanda dos  $(n - 1)$  bens escolhidos. Assim, especifica-se a enésima equação como:

$$w_n = 1 - \sum_{k=1}^{n-1} [f_k(X_{in}, \beta_n) + e_k] = f_n(X_{in}, \beta_n) + e_n$$

onde:

$f(X_{in}, \beta_i)$  = forma funcional da função de demanda;

$$f_n(X_{in}, \beta_i) = 1 - \sum_{k=1}^{n-1} [f_k(X_{in}, \beta_n)]$$

5. Para mais informações, ver Murphy e Topel (1985) ou um resumo em Coelho (2006).

$$e_n = -\sum_{k=1}^{n-1} e_k$$

Garante-se, assim, que as  $(n - 1)$  equações estimadas somadas com a enésima equação agora totalizam a unidade. Dessa maneira, a função de verossimilhança é construída exclusivamente com as primeiras  $(n - 1)$  equações. As elasticidades do enésimo bem podem ser calculadas usando-se as restrições resultantes da aditividade.

A escolha do bem residual deve ser cuidadosa, geralmente recaindo no bem em que o pesquisador tem menor interesse.<sup>6</sup> No presente estudo, o bem residual é o açúcar, escolhido por causa da pequena participação nos gastos dos consumidores e da reduzida interação com outros bens.

Outro problema no caso da estimação pelo Procedimento de Shonkwiler e Yen diz respeito aos preços utilizados. Como toda a amostra é usada, aqueles consumidores que não consomem determinado produto devem ter uma informação do preço enfrentado de forma a se poder realizar a estimação. Essa informação, porém, não costuma estar disponível, como no caso da POF de 2002-2003. Para contornar o problema, médias estaduais de preços para cada produto foram calculadas e imputadas aos consumidores que não apresentavam informação de consumo.

#### 4 RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO SEGUNDO ESTÁGIO

Nesta seção serão apresentados apenas os resultados do segundo estágio de estimação, ou seja, do sistema de demanda propriamente dito (decisão de quanto adquirir).<sup>7</sup> Usando-se os resultados do primeiro estágio, o sistema estimado é o seguinte:

$$w_{in} = \Phi(Z'_{in}\hat{\alpha}_i) \left( \sum_{k=1}^n \theta_{ik} V_k + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[ \frac{m}{a(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \right) + \delta_i \phi(Z'_{in}\hat{\alpha}_i) + \eta_{in}$$

$(i = \text{arroz, banana, ..., tomate e } n = 1, 2, \dots, 43922)$  (19)

6. Geralmente, a categoria "outros alimentos", muito comum nos estudos de demanda de alimentos, é o bem escolhido como residual. Ver, por exemplo, Yen e Huang (2002).

7. Para ver os resultados da estimação do primeiro estágio, consultar Coelho (2006).



onde:

$$w_{in} = \frac{p_i q_{in}}{m} = \text{parcela do gasto total com o bem } i \text{ para o consumidor } n;$$

$V_k$  = variáveis demográficas que procuram captar a heterogeneidade entre os consumidores;

$$p_j = \text{preço do bem } j;$$

$$q_i = \text{quantidade do bem } i;$$

$$m = \text{gasto total com } n \text{ bens};$$

$$\ln a(p) = \sum_{j=1}^n w_j^0 \ln p_j;$$

$$b(p) = \prod_k p_k^{\beta_k};$$

$\phi(Z'_{in} \hat{\alpha}_i)$  = função de densidade de probabilidade da distribuição normal avaliada em  $Z'_{in} \hat{\alpha}_i$ ;

$\Phi(Z'_{in} \hat{\alpha}_i)$  = função de distribuição acumulada da distribuição normal avaliada em  $Z'_{in} \hat{\alpha}_i$ ; e

$$\theta_p, \beta_p, \delta_p, \gamma_{ij}, \lambda_i = \text{parâmetros a serem estimados.}$$

O *software* utilizado para a estimação foi o GAUSS 6.0 for Windows,<sup>8</sup> devido à facilidade na manipulação de matrizes necessária à implementação da correção de Murphy e Topel (1985).

Pode-se notar que a estimação não incluirá o açúcar, em razão do problema da aditividade explicado anteriormente. As elasticidades para esse produto podem ser calculadas usando-se as restrições de Engel e Cournot.

A definição das variáveis explicativas utilizadas encontra-se no quadro a seguir. Em primeiro lugar, é bom destacar o uso da variável gasto total com alimentação (com os 18 produtos da amostra), em vez da renda na estimação. A escolha da variável gasto total atende a propriedade da aditividade e, assim, é recomendada se o objetivo é construir um sistema de demanda derivado de uma estrutura de preferências. Além disso, a hipótese de separabilidade fraca permite que se trabalhe com a despesa total em um determinado grupo de interesse,<sup>9</sup> desde que ele seja separável dos demais itens da despesa.

8. GAUSS 6.0 for Windows, Copyright 1984-2003, Aptech Systems, Inc.

9. No caso deste trabalho, 18 produtos alimentares.

**Variáveis explicativas utilizadas no segundo estágio de estimação do sistema de demanda**

Denominação das variáveis explicativas:

- Constante (ONE);
- Logaritmo do gasto total real (DESPESEC) com a cesta de 18 produtos;
- Logaritmo do gasto total real ao quadrado (QDESPESEC) com a cesta de 18 produtos;
- Preços de cada produto (P + nome do produto, exemplo: PARROZ);
- *Dummy* de educação do responsável pelo domicílio:
  - Analfabeto (ANALFA);
  - Primeiro grau incompleto (PRIINC);
  - Primeiro grau completo (será o *default*);
  - Segundo grau incompleto (SEGINC);
  - Segundo grau completo (SEGCOMP);
  - Superior incompleto (SUPINC);
  - Superior completo (SUPCOMP).
- Composição familiar (número de membros com idade):
  - Menor que 6 anos (AGELT6);
  - Entre 6 e 12 (AGE6\_12);
  - Entre 13 e 20 (AGE13\_20);
  - Entre 21 e 59 (AGE21\_59);
  - Maior que 60 (AGEMT60).
- *Dummy* de situação de domicílio (URBANO):
  - Urbano = 1;
  - Rural = 0.
- *Dummy* captando se o domicílio tem geladeira (REFRIG):
  - Possui geladeira = 1;
  - Não possui geladeira = 0.
- Variável construída com resultados do primeiro estágio (GAMMA) representando a função de densidade de probabilidade da distribuição normal avaliada em  $Z'_{in}\hat{\alpha}_r$ .

O uso da variável renda<sup>10</sup> é, entretanto, mais comum nos estudos de demanda, mas sua utilização não está isenta de críticas. Além do problema da adequação teórica, há outras dificuldades no uso da renda quando se trabalha com dados de pesquisas de orçamentos familiares. Medeiros (1978), por exemplo, argumenta que as informações de rendimento nas POFs estão muito mais sujeitas a erros de

10. Que pode ser renda disponível, renda anual *per capita*, renda bruta ou qualquer informação de rendimento.

medida, e recomenda o uso da variável despesa total. Philips (1974), citando argumento de Prais e Houthakker (1971), afirma que a renda total inclui toda espécie componentes transitórios e, assim, não seria um bom indicador da renda “normal”, como ele denomina. A despesa total, mais estável, seria, então, um indicador melhor.

Algumas variáveis são utilizadas em ambos os estágios de estimação: a *dummy* de educação do responsável pelo domicílio, a *dummy* de situação de domicílio e a *dummy* de posse de geladeira. O motivo para a repetição é que a educação não é importante apenas na decisão de aquisição do produto, mas também na definição de quanto adquirir do produto. Em relação às demais, é importante definir de forma mais completa as diferenças entre o consumo de domicílios localizados nas zonas rural e urbana e o efeito da compra de geladeira no consumo total. Além disso, também foram incluídas no segundo estágio as variáveis de composição familiar, que já foram utilizadas em outros estudos,<sup>11</sup> e que influenciam na demanda familiar de alimentos.

Por questão de espaço, serão apresentados aqui apenas os resultados dos cálculos das elasticidades.<sup>12</sup> As tabelas de 1 a 6 apresentam as elasticidades calculadas na média da amostra. O cálculo das elasticidades no segundo estágio é diferente para cada conjunto de variáveis. A distinção principal deve ser feita entre o caso em que a variável aparece apenas no segundo estágio e aquele em que ela aparece em ambos os estágios de estimação. Nesse segundo caso, deve-se levar em conta não só o chamado efeito direto (da variável em questão sobre as quantidades demandadas) como também o efeito indireto do primeiro estágio (efeito da variável na probabilidade de aquisição) (ver LAZARIDIS, 2004).

No caso das elasticidades-dispêndio, em que a variável gasto total é encontrada apenas no segundo estágio, a fórmula para as elasticidades é a seguinte (BANKS; BLUNDELL; LEWBEL, 1997; LAZARIDIS, 2004):

$$\mu_i = \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \Phi(Z'_{in} \hat{\alpha}_i) \left[ \beta_i + 2 \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{a(p)} \right] \right\} \right]$$

$$e_i = \frac{\mu_i}{w_i} + 1$$

11. Ver, por exemplo, Thomas, Strauss e Barbosa (1991) e Yen, Kan e Su (2002).

12. Os resultados completos da estimação do segundo estágio do Procedimento de Shonkwiler e Yen estão disponíveis em Coelho (2006).

onde:

$e_i$  = elasticidade-dispêndio; e

$m$  = gasto total com  $n$  bens.

As demais variáveis e coeficientes já foram definidas na equação (22).

Em relação às variáveis de preço, que aparecem também apenas no segundo estágio, as elasticidades-preço não-compensadas são calculadas da seguinte forma:

$$\mu_{ij} = \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \Phi(Z'_{in} \hat{\alpha}_i) \left[ \gamma_{ij} - \mu_i \left( \alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k \right) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(p)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \right]$$

$$e_{ij} = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij}$$

onde:

$e_{ij}$  = elasticidades-preço não compensadas;

$$\mu_i = \frac{\partial w_i}{\partial \ln m};$$

$\delta_{ij} = 0$  para  $\forall i \neq j$ ; e

$\delta_{ij} = 1$  para  $\forall i = j$ .

As elasticidades-preço compensadas podem ser calculadas por meio da equação de Slutsky com elasticidades da seguinte forma:

$$e_{ij}^* = e_i w_j + e_{ij}$$

onde  $e_{ij}^*$  são as elasticidades-preço compensadas.

As variáveis qualitativas binárias também podem ter “elasticidades”<sup>13</sup> calculadas. Apesar de não terem a mesma interpretação das variáveis contínuas, elas permitem analisar de forma mais clara os impactos de cada variável na quantidade demandada em uma relação funcional complexa (SU; YEN, 2000).

No caso das variáveis que aparecem nos dois estágios de estimação (neste estudo, são as variáveis educacionais, a variável URBANO e a variável REFRIG), o cálculo das “elasticidades” é feito da seguinte forma (LAZARIDIS, 2004; YEN; KAN; SU, 2002):

$$e_{i,x_k} = \left[ \phi(Z'_{in} \hat{\alpha}_i) \cdot \alpha_{x_k} \cdot \hat{w}_i + \Phi(Z'_{in} \hat{\alpha}_i) \cdot \theta_{ik} - \delta_i \cdot \phi(Z'_{in} \hat{\alpha}_i) \cdot (Z'_{in} \hat{\alpha}_i) \cdot \alpha_{x_k} \right] \frac{x_k}{\bar{w}_i}$$

onde:

$e_{i,x_k}$  = “elasticidade” do bem  $i$  em relação à variável  $x_k$ ;

$\phi(Z'_{in} \hat{\alpha}_i)$  = função de densidade de probabilidade da distribuição normal avaliada em  $Z'_{in} \hat{\alpha}_i$ ;

$\alpha_{x_k}$  = coeficiente da variável  $x_k$  no primeiro estágio;

$\hat{w}_i$  = parcela orçamentária estimada do bem  $i$  no ponto escolhido (ponto médio);

$\Phi(Z'_{in} \hat{\alpha}_i)$  = função de distribuição acumulada da distribuição normal avaliada em  $Z'_{in} \hat{\alpha}_i$ ;

$\theta_{ik}$  = coeficiente da variável  $x_k$  no segundo estágio;

$\delta_i$  = coeficiente da variável GAMMA;

$Z_{in}$  = vetor de variáveis do primeiro estágio;

$\hat{\alpha}_i$  = vetor de coeficientes estimados no primeiro estágio; e

$\bar{w}_i$  = parcela orçamentária do bem  $i$  no ponto escolhido (ponto médio).

No caso das variáveis que aparecem apenas no segundo estágio (além dos preços e do gasto total, apenas as variáveis de composição familiar), o primeiro e

13. Apesar de não muito comum, o termo elasticidade nesse caso é utilizado por alguns autores, como Su e Yen (2000).

o terceiro termo dentro dos colchetes da fórmula anterior se anulam, e a elasticidade é calculada com a fórmula:

$$e_{i,x_k} = \left[ \Phi(Z'_{in}\hat{\alpha}_i) \cdot \theta_{ik} \right] \cdot \frac{x_k}{w_i}$$

Na tabela 1, estão os resultados das elasticidades-dispêndio. O que chama a atenção em primeiro lugar é a inexistência de bens inferiores: todas as elasticidades são maiores do que 0. Além disso, 11 das 17 elasticidades são maiores do que 1, indicando a predominância de bens superiores. Entre esses bens, destacam-se as carnes com as maiores elasticidades. A carne bovina de primeira possui a elasticidade mais elevada: uma alta de 10% no gasto total com a cesta de alimentos causa

TABELA 1  
**Brasil: elasticidades-dispêndio da demanda – 2002-2003**

Produtos	Elasticidade
Arroz	1,2612
Banana	0,6533
Batata	0,8907
Boi-primeira	1,5705
Boi-segunda	1,1222
Farinha de mandioca	0,9360
Feijão	1,1221
Frango	1,1017
Leite em pó	1,0519
Leite fluido	0,7403
Macarrão	1,1417
Manteiga	1,1317
Margarina	1,1065
Pão francês	0,4674
Suíno	1,2142
Queijos	1,0505
Tomate	0,6666

Fonte: Dados da pesquisa.

um aumento de 15,7% na quantidade demandada de carne de primeira. Em seguida, estão a carne suína (1,21), a carne bovina de segunda (1,12) e o frango (1,10). A comparação desses resultados com as elasticidades apresentadas no estudo de Menezes *et al.* (2002), que utilizam também um alto nível de desagregação para os produtos e informações da POF de 1995-1996, mostra uma ordenação semelhante para as carnes, apenas com a troca de posição entre frango e carne bovina de segunda. No entanto, as elasticidades calculadas naquele trabalho foram sistematicamente menores do que as apresentadas na tabela 1, variando de 0,67 (carne bovina de primeira) a 0,18 (carne bovina de segunda).

Um resultado não esperado da tabela 1 foram as altas elasticidades para produtos básicos. Arroz e feijão têm elasticidades maiores do que 1, sendo considerados, assim, bens superiores. A farinha de mandioca também apresenta elasticidade inesperadamente alta, maior que 0,9. O arroz, aliás, apresenta a segunda maior elasticidade (1,26) de todos os 17 produtos, menor apenas que a carne bovina de primeira. Esses valores superam em muito as expectativas iniciais em relação aos produtos em questão. Esperava-se que eles fossem considerados no máximo bens normais, com elasticidades na faixa de 0,2 ou 0,3, com a possibilidade até de elasticidades negativas (bens inferiores). Em Menezes *et al.* (2002), por exemplo, as elasticidades de arroz e feijão foram estimadas em 0,04 e 0,05 respectivamente, enquanto a elasticidade da mandioca foi negativa (-0,21).

Outra surpresa entre as elasticidades calculadas são os valores encontrados para o leite em pó e o leite fluido. Estudos anteriores (HOFFMANN, 2000; MENEZES *et al.*, 2002) encontraram elasticidades superiores para o leite fluido e negativas para o leite em pó, indicando ser este último um bem inferior. Na tabela 1, ao contrário, o leite em pó é considerado um bem superior, enquanto o leite fluido é um bem normal. Mesmo controlando para a educação, esse resultado parece pouco realista no caso brasileiro. Apesar de o leite em pó ser um produto relativamente mais caro que o leite fluido, há ainda uma predominância de seu consumo nos estratos mais baixos de renda, atribuída a certos hábitos alimentares e à falta de capacidade de refrigeração. A inclusão da variável REFRIG certamente contribui para captar parte dessa influência, mas é difícil considerar o leite em pó um bem superior no Brasil.

Quanto às demais elasticidades, surpreendem os baixos valores para tomate<sup>14</sup> e banana e os altos para manteiga e margarina.

A tabela 2 apresenta as elasticidades-preço marshallianas (não compensadas). A partir da análise das elasticidades diretas não compensadas, observam-se valores

14. Apesar de semelhante ao valor encontrado por Menezes *et al.* (2002).

TABELA 2  
**Brasil: elasticidades-preço não compensadas da demanda – 2002-2003**

Produtos	Arroz	Banana	Batata	Boi-primeira	Boi-segunda	Farinha de mandioca	Feijão	Frango	Leite em pó
Arroz	-1,6556	0,0851	0,2095	-0,0055	-0,0425	0,1282	-0,2103	0,1813	0,1072
Banana	0,0218	-1,2834	0,1276	-0,2990	-0,3233	-0,1057	-0,0024	-0,1440	-0,3100
Batata	0,1115	-0,1648	-1,3069	-0,1083	0,0247	0,5395	-0,1999	-0,2317	0,2187
Boi-primeira	-0,1277	0,1136	0,2806	-0,8217	-0,0925	-0,2550	0,0348	0,3352	0,0673
Boi-segunda	-0,0683	-0,1338	0,0961	-0,0311	-1,2081	0,2224	0,1815	0,2825	0,1010
Farinha de mandioca	0,4805	0,0551	-0,3289	-0,3454	-0,1362	-1,7924	0,5120	-0,1994	0,0903
Feijão	-0,1580	0,1288	-0,0287	0,3900	0,2144	0,0214	-1,2492	0,1166	-0,0430
Frango	0,2190	-0,0903	0,2503	0,1067	0,1601	-0,3332	0,0563	-0,9108	-0,2210
Leite em pó	0,1061	0,0193	0,0904	-0,0349	0,1413	-0,0089	-0,0270	0,1208	-0,8058
Leite fluido	-0,0413	-0,0204	-0,2169	-0,0465	0,0849	0,3454	0,1012	-0,1241	0,3261
Macarrão	0,3120	-0,1154	-0,3103	0,1125	0,0429	0,0254	-0,1542	-0,0508	-0,2776
Manteiga	0,1533	0,1917	0,1599	-0,2800	-0,1524	0,0901	-0,0132	0,1850	0,0329
Margarina	0,3439	-0,1057	-0,0022	0,1782	0,0348	0,1339	-0,1025	0,1060	-0,3789
Pão francês	0,2352	0,1079	0,0504	-0,4659	-0,1939	0,1681	0,0099	-0,5483	-0,0983
Suíno	0,1061	-0,1546	-0,4560	0,3841	0,2581	0,4224	0,1788	-0,1643	0,2666
Queijos	0,2790	0,0028	-0,1940	0,0910	0,4028	-0,1057	-0,0757	0,3849	-0,2064
Tomate	-0,2369	0,2119	-0,2068	-0,5452	-0,5784	0,2633	0,0084	-0,3827	-0,2110

(continua)



(continuação)

Produtos	Leite fluído	Macarrão	Manteiga	Margarina	Pão francês	Suíno	Queijos	Tomate
Arroz	-0,1482	0,0579	-0,6370	0,0614	0,2646	0,0972	-0,2466	-0,1294
Banana	0,0735	-0,0119	-0,0402	0,0860	0,2074	-0,0533	-0,1408	-0,1549
Batata	-0,1984	-0,0296	0,0745	-0,0100	0,2190	-0,0240	0,0651	-0,0460
Boi-primeira	-0,2839	0,1603	-0,3685	0,1028	0,1209	0,1905	0,1300	0,1231
Boi-segunda	-0,2737	0,2022	-0,1467	0,1260	-0,1773	0,1189	0,1690	-0,1049
Farinha de mandioca	0,1427	-0,0380	0,2111	-0,2866	-0,0547	-0,0323	0,7027	0,4724
Feijão	0,0583	-0,2959	0,1949	-0,0429	-0,0467	0,0718	-0,1371	-0,1922
Frango	0,0674	0,0446	0,0013	0,0399	-0,4990	-0,1323	0,1911	-0,1321
Leite em pó	0,3899	0,1098	0,0644	-0,1830	-0,1943	0,0348	0,1860	0,0054
Leite fluído	-1,2533	0,0702	-0,0703	0,1356	0,1117	0,1072	-0,0290	-0,0017
Macarrão	0,2020	-1,3446	0,0454	-0,3961	-0,0526	-0,1037	0,0347	-0,2582
Manteiga	0,3620	-0,1004	0,3811	0,7181	0,2288	-0,0966	0,1659	-0,2421
Margarina	0,3555	-0,2460	0,0622	-0,9535	-0,2394	-0,0695	0,0288	-0,2248
Pão francês	0,3507	-0,1405	0,3885	-0,0982	-0,8850	-0,0172	-0,1638	0,1163
Suíno	-0,1826	0,2458	0,1945	0,0619	0,1937	-1,6731	0,0359	0,2053
Queijos	0,1927	0,0735	0,3574	-0,0517	-0,1387	0,3310	-1,3415	-0,0621
Tomate	-0,0930	0,0432	-0,4195	-0,0424	0,4439	-0,1947	-0,1368	-0,4870

Fonte: Dados da pesquisa.

negativos para todos os produtos, com exceção da manteiga. Isso indicaria que o referido produto é um bem de Giffen, em que uma elevação do preço causaria um aumento da quantidade demandada do produto. Tal possibilidade seria pouco provável num produto com um substituto como a margarina, entre outros, e de baixa participação na despesa total dos consumidores. Além disso, a manteiga não é um bem inferior, conforme mostram os dados da tabela 1, o que é uma condição para um produto ser um bem de Giffen. Parece haver um problema na estimação, talvez causado pela baixa frequência observada na aquisição domiciliar semanal de manteiga pelos consumidores (pouco mais de 5%). Isso fez com que quase 95% dos preços para a manteiga fossem imputados através de médias regionais, o que pode ter comprometido os resultados das elasticidades.

De qualquer forma, o problema se restringe à manteiga. Para os demais produtos, as elasticidades diretas foram negativas. O que surpreende novamente são os resultados elevados para os produtos básicos: arroz, feijão e farinha de mandioca têm demandas-preço elásticas, com destaque para o valor  $(-1,79)$  da elasticidade não compensada da farinha. As carnes, em comparação, têm elasticidades menores (em módulo), variando de  $-1,67$  (suíno) a  $-0,82$  (carne bovina de primeira). Quanto aos demais produtos, a maior parte apresenta demandas elásticas. As exceções são tomate  $(-0,48)$ , pão francês  $(-0,88)$ , margarina  $(-0,95)$  e leite em pó  $(-0,80)$ . Esses valores são menores que o esperado, especialmente porque se referem a produtos com substitutos próximos. A comparação com outros estudos é prejudicada pelo pequeno número de trabalhos que utilizam preços na sua formulação.

Quanto às elasticidades-preço cruzadas, a tabela 2 permite a classificação dos produtos em substitutos e complementos. O arroz, por exemplo, é substituto bruto de macarrão, pão francês, batata e farinha de mandioca, fontes alternativas de carboidratos. Apresenta, ainda, relações de complementaridade com feijão, carne bovina e tomate. O feijão, por sua vez, é substituto da farinha de mandioca, resultado não esperado em vista das relações de complementaridade observada entre eles, sobretudo no Nordeste. Em relação a outras fontes de proteína, o feijão é substituto de carnes e leite fluido.

No caso das carnes, a de boi de primeira é substituta da carne suína e do frango. O efeito do preço da carne de boi de segunda na demanda da de primeira, entretanto, mostra uma estranha relação de complementaridade.

Quanto aos leites fluido e em pó, há a esperada relação de substituíbilidade entre eles. Uma alta (não compensada) de 10% no preço do leite em pó causa um aumento de 3,89% no consumo de leite fluido.

Já entre manteiga e margarina há também uma relação de substituíbilidade, que, entretanto, é muito maior no caso da variação do preço da manteiga sobre a margarina que o inverso. Isso parece indicar que os consumidores de margarina são muito mais flexíveis na substituição, provavelmente mais preocupados com a característica preço, enquanto os consumidores de manteiga são mais relutantes na substituição. De forma geral, pode-se dizer que as elasticidades-preço calculadas ficaram dentro do esperado.

A tabela 3 apresenta as elasticidades para as variáveis educacionais incluídas nos dois estágios da estimação. As elasticidades calculadas são, assim, o somatório tanto do efeito extensivo (impacto da variável na probabilidade de aquisição do produto) quanto do efeito intensivo (impacto da variável na quantidade adquirida).

TABELA 3

**Brasil: elasticidades da demanda para a variável nível educacional do responsável pelo domicílio – 2002-2003**

Produtos	ANALFA	PRIINC	SEGINC	SEGCOMP	SUPINC	SUPCOMP
Arroz	0,0508	0,1085	-0,0027	-0,0314	-0,0116	-0,0239
Banana	-0,0270	-0,0294	0,0005	0,0182	0,0034	0,0151
Batata	-0,0594	-0,0668	-0,0073	-0,0019	-0,0006	-0,0047
Boi-primeira	-0,0986	-0,1098	0,0118	0,0401	0,0033	0,0040
Boi-segunda	0,0393	0,0246	-0,0001	-0,0383	-0,0126	-0,0364
Farinha de mandioca	0,0101	-0,0062	-0,0060	-0,0087	0,0002	-0,0010
Feijão	0,0573	0,0877	-0,0043	-0,0205	-0,0054	-0,0170
Frango	-0,0031	0,0425	-0,0055	-0,0314	-0,0158	-0,0266
Leite em pó	-0,0492	-0,0702	-0,0015	0,0045	-0,0015	0,0032
Leite fluido	0,0281	-0,0042	0,0011	-0,0006	0,0032	0,0027
Macarrão	-0,0257	0,1076	0,0054	-0,0035	-0,0139	-0,0103
Manteiga	-0,0522	0,0534	0,0112	0,0507	0,0167	0,0254
Margarina	-0,1004	-0,0333	0,0055	0,0145	-0,0027	-0,0077
Pão francês	-0,0360	-0,0416	0,0001	0,0121	0,0035	0,0042
Suíno	0,0167	0,0580	0,0004	-0,0125	-0,0084	-0,0173
Queijos	-0,0520	-0,1030	-0,0037	0,0111	0,0093	0,0242
Tomate	-0,0382	-0,0291	0,0031	-0,0075	0,0008	0,0011

Fonte: Dados da pesquisa.

Pode-se observar inicialmente uma hipotética influência negativa da escolaridade sobre os produtos básicos. Essa influência começa em domicílios onde os responsáveis tenham segundo grau incompleto (para arroz e feijão), como era de se esperar, já que a categoria padrão (*default*) é dos domicílios chefiados por pessoas com primeiro grau completo. Para a farinha de mandioca, a influência tem início na faixa do primeiro grau incompleto. Cabe ressaltar, porém, que, no caso da farinha de mandioca, nenhum dos coeficientes das variáveis educacionais foi significativo, o que compromete a conclusão de relação negativa com a escolaridade. Para o arroz, o coeficiente de SEGINC não foi significativo e, para o feijão, SEGINC, SEGCOMP e SUPINC também não o foram. De qualquer forma, parece haver uma relação negativa entre escolaridade e consumo de produtos básicos, o que auxilia um pouco na compreensão dos resultados elevados obtidos para as elasticidades-dispêndio. A hipótese é de que, omitidas as variáveis educacionais, certamente essa influência seria captada pelas elasticidades-dispêndio, diminuindo um pouco as estimativas obtidas na tabela 1.

Em relação aos demais produtos, destacam-se os comportamentos opostos das elasticidades para a carne bovina de primeira e de segunda. Para a primeira, a quantidade demandada varia positivamente com a escolaridade, ao passo que, para a segunda, o comportamento é oposto.

No caso da carne suína, a escolaridade tem efeito negativo sobre a demanda. Essa relação pode decorrer de uma restrição maior ou do preconceito ainda existente na população contra a carne suína, considerada menos saudável. Levando-se em conta que, em tese, os consumidores mais escolarizados têm maior preocupação com a qualidade da alimentação fica mais fácil entender a influência negativa da escolaridade na demanda em questão. Para a carne de frango, a influência negativa também predomina, com exceção da categoria PRIINC. Dessa forma, para as carnes em geral, apenas no caso da carne de primeira observa-se influência positiva da escolaridade acima do primeiro grau completo.

No caso de leite e derivados, observa-se influência positiva, especialmente em queijos e manteiga. Para leite em pó, há influência positiva apenas para SEGCOMP e SUPCOMP, enquanto para leite fluido a influência é mais generalizada. Em relação à margarina, verifica-se comportamento oposto ao caso da manteiga, especialmente para domicílios com responsáveis que tenham curso superior.

A tabela 4 apresenta os resultados das elasticidades para a variável presença de refrigerador. A presença de geladeira no domicílio, somando-se os efeitos extensivo e intensivo, aumenta em 23,75 % a quantidade demandada de frango, por exemplo. Esse valor e a maior parte dos demais encontrados na tabela 4 parecem exagerados, em especial para carne bovina de primeira. Uma explicação possível é

TABELA 4

**Brasil: elasticidades da demanda calculadas para a variável presença de geladeira – 2002-2003**

Produtos	Elasticidade
Arroz	-0,3223
Banana	0,2449
Batata	0,3873
Boi-primeira	0,7952
Boi-segunda	0,0390
Farinha de mandioca	-0,2027
Feijão	-0,2890
Frango	0,2375
Leite em pó	-0,0188
Leite fluido	-0,1677
Macarrão	0,1202
Manteiga	0,3029
Margarina	0,5140
Pão francês	0,0825
Suíno	-0,0890
Queijos	0,0357
Tomate	0,4965

Fonte: Dados da pesquisa.

que domicílios com geladeira têm maior capacidade de conservação dos alimentos, permitindo, assim, compras maiores dentro do período de pesquisa da POF (uma semana), ao passo que famílias sem geladeira adquirem produtos (quando o fazem) em menor quantidade e com mais frequência. De qualquer forma, os resultados parecem indicar que a posse de geladeira favorece a substituição de produtos básicos por carnes e laticínios, que exigem refrigeração. As exceções são a carne suína e o surpreendente sinal negativo do leite fluido. Já para o leite em pó, o resultado foi de acordo com o esperado, mas o coeficiente da variável REFRIG não é significativo.

A tabela 5 apresenta os resultados para a variável URBANO. As elasticidades indicam a influência, na quantidade consumida, de se viver no meio urbano, em contraste com o meio rural. Um domicílio no meio urbano com as mesmas

TABELA 5

**Brasil: elasticidades da demanda calculadas para a variável urbano – 2002-2003**

Produtos	Elasticidade
Arroz	-0,0500
Banana	0,0981
Batata	0,0691
Boi-primeira	0,4391
Boi-segunda	0,2008
Farinha de mandioca	-0,2585
Feijão	-0,2595
Frango	-0,0492
Leite em pó	0,2742
Leite fluido	-0,1732
Macarrão	0,0883
Manteiga	0,2606
Margarina	0,3770
Pão francês	0,1257
Suíno	-0,0873
Queijos	-0,0243
Tomate	0,1304

Fonte: Dados da pesquisa.

características do que no meio rural consome uma quantidade 27,42% maior de leite em pó, somando-se os efeitos extensivo e intensivo, por exemplo. Já a influência do meio rural é marcante nos produtos básicos: controlando para as demais variáveis, um domicílio no meio rural consome 25,95% mais feijão do que no meio urbano. Destacam-se também a carne bovina de primeira e a margarina pela influência positiva do meio urbano. Ao contrário, em relação à influência negativa, destacam-se a farinha de mandioca e o leite fluido.

A tabela 6 apresenta os resultados para as variáveis de composição familiar e o somatório dos efeitos do número de membros de cada faixa etária, correspondente à elasticidade do tamanho da família. Em relação à composição familiar, destacam-se as elasticidades positivas do número de crianças abaixo de 6 anos para o leite em pó e abaixo de 12 anos para o leite fluido. Assim, domicílios com

TABELA 6  
**Brasil: elasticidades-composição familiar da demanda – 2002-2003**

Produtos	AGELT6	AGE6_12	AGE13_20	AGE21_59	AGEMT60	TAMANHO
Arroz	-0,0167	-0,0012	-0,0104	-0,1082	-0,0389	-0,1754
Banana	0,0022	0,0024	-0,0393	-0,0181	0,0612	0,0084
Batata	-0,0160	-0,0039	-0,0053	-0,0316	0,0169	-0,0399
Boi-primeira	-0,0509	-0,0580	-0,0639	-0,0205	-0,0114	-0,2047
Boi-segunda	-0,0396	-0,0170	-0,0261	-0,0885	-0,0128	-0,1840
Farinha de mandioca	0,0181	0,0471	0,0436	0,0134	0,0341	0,1563
Feijão	-0,0221	0,0140	-0,0001	-0,0411	-0,0189	-0,0682
Frango	-0,0382	-0,0120	0,0130	0,0980	0,0224	0,0832
Leite em pó	0,1555	-0,0623	-0,0643	-0,1734	-0,0154	-0,1599
Leite fluido	0,1171	0,0010	-0,0179	-0,1073	-0,0058	-0,0129
Macarrão	-0,0170	-0,0236	-0,0296	-0,0804	-0,0584	-0,2090
Manteiga	-0,0402	-0,0205	0,0089	-0,0634	-0,0235	-0,1387
Margarina	-0,0415	-0,0094	0,0171	-0,0673	-0,0278	-0,1289
Pão francês	-0,0006	0,0545	0,0778	0,2719	0,0486	0,4522
Suíno	-0,0311	-0,0160	-0,0244	-0,1045	-0,0499	-0,2259
Queijos	-0,0889	-0,0509	-0,0573	-0,2501	-0,0382	-0,4854
Tomate	-0,0627	-0,0186	-0,0065	0,0936	-0,0040	0,0018

Fonte: Dados da pesquisa.

crianças tendem a apresentar maior consumo de leite, como esperado. A influência positiva da presença de crianças também é observada para banana, farinha de mandioca, feijão e pão francês (esses dois últimos, apenas para crianças de 6 a 12 anos). No outro extremo da distribuição, a presença de idosos favorece o consumo de banana, batata, farinha de mandioca, frango e pão francês. No caso dos adolescentes (idade entre 13 e 20 anos), o comportamento é semelhante ao dos adultos para a cesta analisada, com exceção da influência positiva no consumo de manteiga e margarina e negativa no consumo de tomate.

## 5 RESUMO E CONCLUSÕES

Este capítulo procurou analisar o modelo QUAIDS, que é uma generalização do AIDS, muito utilizado em estudos de demanda de alimentos. O modelo QUAIDS

possui a flexibilidade de curvas de Engel não-lineares e, ao mesmo tempo, é derivado de uma estrutura de preferências. Quando se trabalha com um alto nível de desagregação de bens, a não-linearidade das curvas de Engel é bastante provável. A explicação está no fato de que, nesse nível de detalhamento, há uma série de consumidores que não compram determinado bem, e grande parte da resposta da demanda a um aumento do gasto total será dada pela entrada de novos compradores do produto em questão (resposta “extensiva”) além da resposta “intensiva”, representada pelo impacto dos consumidores que já consomem o bem.

A aplicação desse modelo para o caso brasileiro utilizou os microdados da POF de 2002-2003, realizada pelo IBGE, para estimar um sistema de demanda referente a 18 produtos alimentares. A estimação do sistema de demanda foi feita através do Procedimento de Shonkwiler e Yen. Tal procedimento utiliza dois estágios de estimação: o primeiro consiste nas chamadas “equações de seleção”, que examinam os determinantes da decisão do consumidor em adquirir ou não certo produto. Os resultados desse estágio são utilizados para computar uma variável usada como instrumento para incorporar as variáveis latentes censuradas na estimação do segundo estágio.

Os resultados da estimação foram, em muitos casos, diferentes daqueles encontrados em estudos anteriores. Resta saber se isso se deve a alguma deficiência do método ou à escolha das variáveis do sistema de demanda. Estudos posteriores que utilizem a mesma metodologia são assim importantes para esclarecer essas dúvidas. De forma geral, os resultados da aplicação ressaltam as vantagens e desvantagens do modelo QUAIDS. As principais vantagens são a flexibilidade e a possibilidade de captar de forma mais precisa os efeitos do dispêndio total ou da renda nas demandas de cada produto. As desvantagens dizem respeito à sensibilidade dos resultados à escolha da variável renda ou dispêndio total na especificação, e ao problema da estimação do modelo com dados de pesquisas de orçamentos familiares que apresentam poucas informações sobre preços enfrentados. De qualquer forma, o modelo QUAIDS mostra-se uma alternativa interessante na estimação de sistemas de demanda.

### REFERÊNCIAS

- BANKS, J.; BLUNDELL, R.; LEWBEL, A. Quadratic Engel curves and consumer demand. *The Review of Economics and Statistics*, v. LXXIX, n. 4, p. 527-539, Nov. 1997.
- BARTEN, A. P. Consumer allocation models: choice of functional forms. *Empirical Economics*, v. 18, p. 129-158, 1993.
- BLUNDELL, R.; PASHARDES, P.; WEBER, G. What do we learn about consumer demand patterns from microdata. *American Economic Review*, v. 83, n. 3, p. 570-597, June 1993.



- COELHO, A. B. *A demanda de alimentos no Brasil, 2002/2003*. 2006, 233p. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- CRANFIELD, J. A. L.; EALES, J. S.; HERTEL, T. W.; PRECKEL, P. V. Model selection when estimating and predicting consumer demands using international, cross section data. *Empirical Economics*, v. 28, n. 2, p. 353-364, 2003.
- DONG, D.; GOULD, B. W.; KAISER, H. M. Food demand in Mexico: an application of the Amemiya-Tobin approach to the estimation of a censored food system. *American Journal of Agriculture Economics*, v. 86, n. 4, p. 1.094-1.107, 2004.
- HOFFMANN, R. Elasticidades-renda das despesas e do consumo físico de alimentos no Brasil metropolitano em 1995-96. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 47, n. 1 p. 111-122, 2000.
- IBGE. *Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003*. Aquisição alimentar domiciliar *per capita*: Brasil e grandes regiões. Rio de Janeiro: IBGE, 2004a.
- . *Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003*. CD-ROM – microdados – segunda divulgação. Rio de Janeiro: IBGE, 2004b.
- LAZARIDIS, P. Demand elasticities derived from consistent estimation of Heckman-type models. *Applied Economic Letters*, v. 11, n. 8, p. 523-527, 2004.
- MEDEIROS, J. A. S. Curvas de Engel e transformação de Box-Cox: uma aplicação aos dispêndios em alimentação e educação na cidade de São Paulo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 8, n. 3, p. 795-828, 1978.
- MENEZES, T.; SILVEIRA, F. G.; MAGALHÃES, L. C. G.; TOMICH, F. A.; VIANNA, S. W. *Gastos alimentares nas grandes regiões urbanas do Brasil*: aplicação do modelo AID aos microdados da POF 1995/1996. IBGE/Ipea, 2002 (Texto para discussão, n. 896).
- MURPHY, K. M.; TOPEL, R. H. Estimation and inference in two-step econometric models. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 3, p. 370-379, Oct. 1985.
- PHILIPS, L. *Applied consumption analysis*. Amsterdam: North-Holland, 1974. 331p.
- PRAIS, S. J.; HOUTHAKKER, H. S. *The analysis of family budgets*. 2<sup>nd</sup> ed. Cambridge: Cambridge University Press, 1971. 372 p.
- PUDNEY, S. *Modeling individual choices: the econometrics of corners, kinks and holes*. Cambridge, UK: Blackwell Publishers, 1989. 346 p.
- PYLES, D. Demand theory and elasticity matrix construction. In: BOULDER, L. T. (Ed.). *Agricultural policy analysis tools for economic development*. Westview Press, 1989. 402p.
- SHONKWILER, J. S.; YEN, S. T. Two-step estimation of a censored system of equations. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 81, n. 4, p. 972-982, Nov. 1999.
- SU, S.; YEN, S. T. A censored system of cigarette and alcohol consumption. *Applied Economics*, v. 32, n. 6, p. 729-737, 2000.
- THOMAS, D.; STRAUSS, J.; BARBOSA, M. M. T. Estimativas do impacto de mudanças de renda e de preços no consumo no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 21, n. 2, p. 305-354, 1991.
- WALES, T. J.; WOODLAND, A. D. Sample selectivity and the estimation of labor supply functions. *International Economic Review*, v. 21, n. 2, p. 437-468, June 1980.

YEN, S. T.; HUANG, C. L. Cross-sectional estimation of U. S. demand for beef products: a censored system approach. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, v. 27, n. 2, p. 320-334, 2002.

YEN, S. T.; KAN, K.; SU, S. Household demand of fats and oil: two-step estimation of a censored demand system. *Applied Economics*, v. 34, n. 14, p. 1.799-1.806, 2002.

## LA DEMANDA DE ALIMENTOS EN CHILE

Oscar Melo  
Javier Cortés

### 1 INTRODUCCIÓN

Entender el comportamiento de los hogares frente a cambios de precios, ingresos y de otro tipo son fundamentales para evaluar y proponer políticas económicas que los afectan. Esto es especialmente cierto para el segmento más vulnerable de la sociedad, ya que en estos hogares los alimentos son una parte importante de su presupuesto familiar. Si bien en los países desarrollados existe una importante experiencia en la estimación de sistemas de demanda de alimentos a nivel del consumidor, en los países en desarrollo es más difícil encontrar estimaciones por la escasez de datos disponibles.

En Chile, Marshall (1993), Salgado (1996) y Troncoso-Valverde (2004) entre otros han estimado elasticidades de demanda para distintos productos o grupos de productos. Sin embargo, sólo los trabajos de López de Lérda (1995) y Cancino y Donoso (1999) estiman sistemas completos de demanda. Estos dos trabajos utilizan la encuesta de presupuestos familiares realizada en Santiago el año 1987, por lo que son poco representativos de las condiciones actuales de los hogares. Además, si bien estiman las elasticidades precio e ingreso compensadas, no indican la significancia estadística de ellas.

Este trabajo utiliza la información de la encuesta de presupuestos familiares de 1997 aplicada en Santiago, para estimar un sistema de demanda por alimentos y calcular las elasticidades precio y gasto. La siguiente sección presenta la metodología utilizada para la estimación. Luego se presenta una discusión de los resultados obtenidos y finalmente se concluye.

## 2 METODOLOGÍA

### 2.1 Modelo econométrico

Para el análisis de la demanda de los grupos de alimentos se seleccionó el modelo AIDS (*Almost Ideal Demand System*). La derivación de este modelo se encuentra en el trabajo de Deaton y Muellbauer (1980). El modelo AIDS se expresa como un sistema de ecuaciones de demanda, derivado a partir de una función de costo que define el costo mínimo necesario para alcanzar un nivel de utilidad específico, dados los precios.

Las ecuaciones de demanda asociadas al modelo AIDS se representan en términos de participaciones del bien  $i$  en el gasto total. Este último calculado a partir de todos los bienes incluidos en el sistema de demanda. En el modelo AIDS,  $w_i$ , la participación del bien  $i$  en el gasto total, queda descrita como:

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln(X/P) + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + e_i \quad (1)$$

donde  $\alpha_i$ ,  $\beta_i$ ,  $\gamma_{ij}$  son parámetros del sistema a estimar, y  $e_i$  es el término del error;

$$X = \sum_{i=1}^n p_i q_i$$

es el gasto total de todos los productos pertenecientes al sistema de demanda;  $p_j$  representa el precio del bien  $j$ ;  $p_i$  y  $q_i$  representan el precio y la cantidad, respectivamente, del bien  $i$ ; y  $P$  es un índice de precios definido como

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j + v_i \quad (2)$$

Como el índice de precio es no lineal en sus parámetros, es común utilizar una aproximación lineal de este índice de precio para hacer más sencilla la

estimación. En particular, Deaton y Muellbauer sugieren el uso del índice de precio de Stone, definido como

$$\ln P = \sum_{i=1}^n s_i \ln p_i \quad (3)$$

Donde  $s_i$  representa la participación del bien  $i$  en el gasto total. Si bien el uso de este índice ha sido cuestionado por ser susceptible a las unidades de medición, de acuerdo a Moschini (1995) esto no sería un problema si los precios que se utilizan son en si mismos índices de precio. En este trabajo todos los precios utilizados son índices de precios agregados para cada grupo de gasto.<sup>1</sup>

Reemplazando la ecuación (3) en la función de demanda (1), se genera una aproximación lineal del modelo original, conocido como Linear Approximation of an Almost Ideal Demand System (LA/AIDS).

Los parámetros de la ecuación (1) deben cumplir ciertas restricciones teóricas que permiten verificar que la función está conforme con la teoría clásica de la demanda. Las restricciones son

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad (4)$$

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (5)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (6)$$

Consideradas las restricciones, la ecuación (1) representa un sistema de funciones de demandas que agregan en forma total el gasto, son homogéneas de grado cero en precios y en gasto total, y satisfacen la condición de simetría de Slutsky.

Las restricciones pueden ser impuestas durante la estimación, o alternativamente, las restricciones pueden ser evaluadas utilizando métodos

1. Más detalles de los datos de precio utilizados se presentan en la sección 2.2.

estadísticos tradicionales después de la estimación de la ecuación (1). La condición de agregación se impone eliminando una ecuación del sistema. La condición de homogeneidad de grado cero se impone utilizando uno de los precios como numerario y la condición de simetría se impone a través de restricciones lineales al momento de realizar la estimación.

Una vez obtenidos los parámetros de las ecuaciones es posible calcular elasticidades. Según Green y Alston (1991), las elasticidades gasto, precio no compensadas y compensadas están dadas respectivamente por

$$N = (I + BC)^{-1} B + \mathbf{1} \quad (7)$$

$$E = [I + BC]^{-1} [A + I] - I \quad (8)$$

$$E^* = [I + BC]^{-1} \Gamma - I + \mathbf{1} W' \quad (9)$$

donde  $A$  es una matriz  $n \times n$  con elementos  $\alpha_{ij} = -\delta_{ij} + [\gamma_{ij} - \beta_i w_j] / w_i$  (con  $\delta_{ij} = 1$  si  $i = j$  y  $\delta_{ij} = 0$  si  $i \neq j$ );  $B$  es un vector  $n \times 1$  con elementos  $b_i = \beta_i / w_i$ ;  $C'$  es un vector  $n \times 1$  con elementos  $c_j = w_j \ln p_j$ ;  $I$  es una matriz identidad  $n \times n$ ;  $\mathbf{1}$  es un vector unidad de magnitud  $n$ ;  $W$  es un vector  $n \times 1$  de participaciones,  $w_i$ ; y  $\Gamma$  es una matriz  $n \times n$  cuyo elemento típico es  $\gamma_{ij} / w_i$ .

La ecuación (1) puede ser modificada para considerar que cada participación dependa de otras variables además de precios y gastos. Por ejemplo, es posible que variables “no económicas” puedan tener un efecto sobre la participación.

De esta forma la ecuación (1) puede ser rescrita como

$$s_i = \alpha_i + \sum_{k=1}^n \delta_{ik} D_k + \beta_i \ln(X/P) + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + u_i \quad (10)$$

donde  $D_k$  es la  $k$ -ésima variable no económica,  $\delta_{ik}$  son los nuevos parámetros del sistema asociados a  $D_k$ ,  $u_i$  el nuevo término del error y el resto de las variables están definidas como en (1) y (3).

Una vez establecido el modelo econométrico se procedió a estimar los parámetros del modelo propuesto mediante el procedimiento ITSUR con el software estadístico STATA 9.2

## 2.2 Datos empleados

Los datos utilizados para la estimación del modelo propuesto fueron obtenidos de la V Encuesta de Presupuestos Familiares<sup>2</sup> y de los boletines de índices de precios al consumidor,<sup>3</sup> elaborados por el Instituto Nacional de Estadísticas de Chile (INE), para el periodo comprendido entre Agosto de 1996 a Julio de 1997.

Los datos obtenidos de la Encuesta de Presupuestos Familiares, corresponden al Gran Santiago, que comprende todas las comunas de la Provincia de Santiago y las ciudades de Puente Alto (Provincia de Cordillera), San Bernardo (Provincia de Maipo) y Padre Hurtado (Provincia de Talagante). El tamaño de la muestra fue de 8.445 hogares, siendo la unidad de investigación y de análisis el hogar y las personas que lo conforman.

Esta encuesta de presupuestos considera todos los productos y servicios consumidos por los individuos. En el presente estudio se reagruparon los distintos artículos en nueve categorías. De estas, ocho corresponden a artículos pertenecientes a la categoría de alimentos y bebidas, dejando en un solo grupo los otros productos y servicios consumidos por el hogar. De esta manera, se intenta capturar en forma efectiva las relaciones entre los distintos subgrupos de alimentos y bebidas correspondientes a la canasta de consumo. En el cuadro A.1 se presentan los bienes incluidos en cada grupo.

Para trabajar con este tipo de agrupación se supuso que el sistema de demanda satisface la condición de separabilidad débil entre los distintos subgrupos de bienes de las diferentes agrupaciones (DEATON; MUELLBAUER, 1980). Es decir, la función de demanda de los individuos puede descomponerse en una sumatoria de las funciones de demanda de las nueve agrupaciones y las demandas de los grupos de bienes, dentro de cada agrupación, están relacionadas.

De forma de obtener un precio representativo para cada grupo de bienes considerado, a partir del boletín de series de precios y de la construcción de la canasta del Índice de Precios al Consumidor (IPC),<sup>4</sup> se calcularon índices de precios, ponderando los precios disponibles por la participación del bien correspondiente dentro del conjunto de artículos pertenecientes a cada grupo. Esto fue necesario

2. Para mayor información sobre la encuesta ver: INE. *Quinta Encuesta de Presupuestos Familiares* (en línea). Santiago, Chile: Instituto Nacional de Estadísticas. Disponible en: <[http://www.ine.cl/ine/canales/chile\\_estadistico/estadisticas\\_laborales/encuesta/encuesta.php](http://www.ine.cl/ine/canales/chile_estadistico/estadisticas_laborales/encuesta/encuesta.php)>.

3. INE. *Anuarios de Precios* (en línea). Santiago, Chile: Instituto Nacional de Estadísticas. Disponible en: <[http://www.ine.cl/ine/canales/chile\\_estadistico/estadisticas\\_economicas/ipc/1928\\_2005/preciosanteriores/precios\\_antecedentes.php](http://www.ine.cl/ine/canales/chile_estadistico/estadisticas_economicas/ipc/1928_2005/preciosanteriores/precios_antecedentes.php)>.

4. INE. IPC, base diciembre 1998 = 100. (en línea). Santiago, Chile: Instituto Nacional de Estadísticas. Disponible en: <[http://www.ine.cl/ine/canales/chile\\_estadistico/estadisticas\\_economicas/ipc/metodologia/xls/canastadic98.xls](http://www.ine.cl/ine/canales/chile_estadistico/estadisticas_economicas/ipc/metodologia/xls/canastadic98.xls)>.

además para lograr capturar el efecto que tiene la participación de cada bien en el consumo dentro de un grupo determinado.

Como se mencionó anteriormente, en el modelo propuesto se incorporaron variables no económicas para conocer su efecto sobre las participaciones de los distintos grupos de alimentos. Estas variables se obtuvieron de la misma encuesta de presupuestos. Así, el cuadro A.2, provee una perspectiva general del gasto en alimentos de los hogares chilenos y el cuadro A.3 muestra la definición de las variables no económicas utilizadas en el modelo AIDS, junto con las medias y desviaciones estándar muestrales.

### 3 RESULTADOS

Los resultados obtenidos de la estimación econométrica del sistema de ecuaciones dados por (10) se presentan en el cuadro A.4. En este cuadro se aprecia que muchas de las características demográficas son significativas en las ecuaciones estimadas. Este no es el caso de los índices de precio de cada producto. Como era de esperarse, la naturaleza de los datos disponibles permite explicar mejor la variabilidad en base a las características propias de los hogares que en base a los precios, ya que estos solo reflejan variaciones temporales (meses).

Los hogares donde el jefe es mujer, tienden a consumir menos pan, cereales (grupo 1), carnes, pescado y mariscos (grupo 2), sopas y bebidas no alcohólicas (grupo 6) y bebidas alcohólicas y alimentos fuera del hogar (grupo 7). En cambio estos hogares consumen más lácteos y huevos (grupo 3).

La escolaridad del jefe de hogar (*Edujefhgr*) reduce la participación en el gasto de todos los alimentos excepto en bebidas alcohólicas y alimentos fuera del hogar. Este resultado también se repite al considerar el efecto del gasto total en la participación de cada grupo. Estas dos variables se relacionan con un efecto ingreso donde para hogares de mayores ingresos, que en general tienen mayor educación y gasto total, la proporción del gasto en alimentos es menor.

Algo similar ocurre al comparar los hogares que son propietarios de sus viviendas con aquellos que las arriendan (*Tenencia\_de\_vivienda3*), donde estos últimos tienden a gastar menos en casi todas las categorías de alimentos excepto bebidas alcohólicas y alimentos fuera del hogar (grupo 7). Por otra parte el número total de personas en el hogar tiene el efecto contrario, aumentado la participación del gasto para todos los alimentos excepto los del grupo 7.

Por otra parte, la proporción de miembros del hogar que pertenecen al grupo de edad entre 15 y 24 años (*Edad3*) tiene un impacto negativo en el consumo de



frutas y verduras. Sin embargo, para los grupos de edad entre 4 y 14 y de 65 y más años el efecto es positivo, aumentado la proporción del gasto en frutas y verduras (grupo 8). Además, al aumentar la proporción de miembros del hogar entre los 0 y 14 años (Edad1 y Edad2) se asigna una mayor proporción del gasto al consumo de lácteos.

El gasto relativo en carnes, embutidos y productos de mar (grupo 2) se ve afectado negativamente al aumentar la proporción de integrantes en el grupo entre 15 y 24 años (Edad3) pero es afectado positivamente al aumentar la proporción de integrantes en los grupos de 65 y más (Edad4) y entre 5 y 14 años (Edad2).

Los resultados muestran que el consumo de productos lácteos no es afectado por la temperatura o precipitaciones, pero la temperatura si tiene un efecto positivo en la proporción del gasto asignado a frutas y verduras. El gasto relativo en azúcar y bebidas estimulantes (grupo 5), como té y café, aumenta tanto con la temperatura como con la precipitación. El gasto en alimentos del grupo 6, que incluye bebidas gaseosas y jugos aumenta con la temperatura pero decae con las precipitaciones.

Septiembre es el mes cuando se celebra la independencia de Chile y normalmente se inician los asados, esto parece estar capturado en la variable binaria para ese mes (Sept) que sugiere un aumento en el gasto en carnes (grupo 2) y bebidas alcohólicas (grupo 7), pero una disminución en el gasto en productos y servicios que no son alimentos.

Al mirar los resultados obtenidos para las elasticidades gasto (ver cuadro A.5), se puede apreciar que sólo las elasticidades de productos no alimentos (grupo 4) y las bebidas alcohólicas y consumo fuera del hogar (grupo 7) son mayores a uno. Llamen la atención la baja elasticidad gasto que presentan los panes y cereal y (grupo 1) y los aceites, grasas y mantecas (grupo 9). Este resultado también difiere de lo encontrado por Cancino y Donoso (1999), en el sentido que ellos encuentra elasticidades ingreso cercanas a la unidad para todos los grupos (si bien no reportan su significancia estadística)

Si bien los estudios de López de Lérída (1995) y Cancino y Donoso (1999) estimaron las elasticidades por quintiles de ingreso, no encuentran un efecto claro de esta estratificación en las elasticidades de ingreso.

Respecto de las elasticidades de precio propio, en el cuadro A.5 es posible apreciar que todas ellas son significativas y negativas excepto para el grupo 9 (aceites, grasas y mantecas) que es no significativa. Entre los grupos de alimentos, el grupo 5 (azúcares y bebidas estimulantes) destacan por su baja elasticidad. El resto de las elasticidades son todas muy cercanas a la unidad. Si bien estas pueden considerarse

un tanto altas, los estudios antes mencionados han obtenidos valores similares. Una posible explicación de este resultado es el tipo de datos utilizados. Específicamente, dado que la única variación en precio que se dispone es aquella que ocurre entre los distintos meses del año en que se recolecta la información, es posible que esto no permita estimar con mayor precisión las estas elasticidades.

En relación a las elasticidades cruzadas se puede apreciar una relación de complementariedad en la demanda de carnes y productos del mar (grupo 2) con lácteos y huevos (grupo 3), azúcares y bebidas estimulantes (grupo 5) y frutas y verduras (grupo 8).

#### 4 CONCLUSIONES

En este trabajo se ha estimado un modelo casi ideal de demanda (LA/AIDS) utilizando datos de la V Encuesta de Presupuestos Familiares Aplicada en el Gran Santiago, que es la única de este tipo disponible en Chile. Una de las limitantes de esta encuesta es que no recolecta información de precios. Sin embargo, como la encuesta se realiza a casi el mismo número de hogares pero durante todos los meses del año, esto permite capturar la variación de precios del periodo, haciendo viable la estimación del modelo de demanda.

En la estimación del modelo se incorporan variables de los hogares y la estación, que permiten caracterizar mejor el gasto en cada grupo. Adicionalmente, se han obtenido errores estándar aplicando el método de bootstrap a las formulas matriciales para las elasticidades propuestas por Green y Alston (1991).

Los resultados permiten entender de mejor manera como los consumidores de alimentos reaccionarán ante cambios en los precios relativos de los distintos grupos de bienes. Además, se encuentra un claro componente estacional en la demanda de algunos productos alimenticios.

En el futuro estas estimaciones podrían mejorarse sustancialmente si se dispusiera de información mas precisa respecto de los verdaderos precios pagados por los hogares. Esto permitiría hacer una mejor distinción en las decisión de distintos grupos de hogares ya sea por su ubicación geográfica o por su nivel de ingresos.

#### REFERENCIAS

CANCINO, J.; DONOSO, G. Estimación de un sistema de demanda censurado: el caso del gran Santiago. *Cuadernos de Economía*, v. 36, n. 109, p. 979-1004, 1999.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. *Economic and consumer behaviour*. New York: Cambridge University Press, 1980.

GREEN, R.; ALSTON, J. Elasticities in AIDS models: a clarification and extension. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 73, n. 3, 1991.

LÓPEZ DE LÉRIDA, J. *Aplicación de la dualidad a la estimación de demandas por alimentos para el gran Santiago*. 1995. 87 p. Tesis (Grado – Facultad de Agronomía e Ingeniería Forestal) – Pontificia Universidad Católica de Chile. Santiago, Chile, 1995.

MARSHALL, B. *Estimación econométrica de la elasticidad precio e ingreso de la demanda de algunos productos del sector agropecuario*. 1993. 95 p. Tesis (Grado – Facultad de Agronomía e Ingeniería Forestal) – Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago, Chile, 1993.

MOSCHINI, G. Units of measurement and the Stone index in demand system estimation. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 77, p. 63-68, 1995.

SALGADO, V. *Demanda de las carnes de vacuno, cerdo y ave en Chile: un estudio de separabilidad*. 1996. 56 p. Tesis (Grado – Facultad de Agronomía e Ingeniería Forestal) – Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago, Chile, 1996.

TRONCOSO-VALVERDE, C. Preference shifts, structural breaks and the domestic demand for Chilean wine. *Revista de Economía e Sociología Rural*, v. 42, n. 3, p. 487-506, 2004. Disponible en: <[www.scielo.br](http://www.scielo.br)>. Consultado el 28 Noviembre, 2006.

CUADRO A.1  
**Grupo de alimentos y productos que los componen**

1	Grupo								
	2	3	4	5	6	7	8	9	
Pan, cereales y productos de cctel	Carnes, cecinas, embutidos, pescados y mariscos	Lcteos y huevos	Otros consumos del hogar	Azcares y bebidas estimulantes	Sopas, condimentos y bebidas	Bebidas alcohlicas y alimentos, fuera del hogar	Frutas y verduras	Aceites, grasas y mantecas	
Aceitunas	Carne de cerdo	Crema de leche	Vestuario y calzado	Azcar	Alcohlicas	Cerveza	Frutas frescas	Aceite	
Alimentos colados y picados	Carne de cordero	Huevos	Gastos de la vivienda, agua, combustibles y energa elctrica	Caf	Caldo en cubo, extractos	Champagne	Verduras frescas y congeladas	Manteca	
Arroz	Carne de vacuno	Leche	Leche condensada	Calugas y caramelos	Especias	Chicha	Conservas de frutas	Mantequilla	
Avena, maz y sus derivados	Embutidos y cecinas	Leche en polvo	Leche en polvo	Chicle	Ketchup	Otros licores	Conservas de frutas	Margarina	
Cereales preparados	Menudencias de ave	Queso	Muebles, decoraciones, enseres domsticos y servicios	Chocolate	Levadura y polvos de hornear	Pisco	Conservas de verduras		
Fortificante para leche	Pavo	Yogurt	Gastos en servicios mdicos	Dulce de membrillo y camote	Mayonesa	Vino	Legumbres		
Galletas de agua y soda	Pollo		Gastos en servicios mdicos	Helado	Mostaza y otras salsas	Whisky	Frutas deshidratadas		
Galletas dulces	Atn en conserva		Gastos en servicios mdicos	Helado	Sal	Almuerzo y comida			
Galletas para cctel	Jurel en conserva		Gastos en servicios mdicos	Herbas naturales	Sal	Bebida Gaseosa y jugo			
Harina y otros derivados del trigo	Marisco en conserva		Transporte y comunicaciones	Manjar	Salsa de tomate	Caf expreso			
Man	Marisco fresco y congelado		Recreacin y esparcimiento	Mermelada	Sopas y cremas	Cerveza			
Otros alimentos para nios	Otros pescados en conserva		Enseanza	Miel	Vinagre	Combinado			
Pan	Otros productos del mar		Otros bienes y servicios	Postre preparado	Agua Mineral	Completo			
Pastas	Otros productos del mar		Otros bienes y servicios	T	Bebida gaseosa	Desayuno			
Pre-pizza y otras masas saladas preparadas	Pescado congelado, apanado y ahumado		Otros bienes y servicios		Jugo de fruta	Empanadas			
Tortas, pasteles y queques	Pescado fresco		Otros bienes y servicios		Polvo para preparar jalea, budn y flan	Lomito, hamburguesa y otros sndwiches			
			Otros bienes y servicios		Polvo para preparar jugo	Once			
			Otros bienes y servicios		Polvo para preparar platos preparados	Papas fritas en porciones			
			Otros bienes y servicios		Polvo para preparar platos preparados	Pollo asado			

CUADRO A.2

**Perspectiva general del gasto en alimentos de los hogares chilenos**

Grupo de consumo	Hogares que lo consumen (%)	Participación promedio del gasto total	Gasto promedio mensual por hogar (pesos de 1997)	Desviación estándar del gasto mensual por hogar (pesos de 1997)
1	99,29	0,0671	20.757	14.505
2	96,58	0,0721	25.386	22.672
3	95,62	0,0314	12.099	11.839
4	99,96	0,6556	423.733	695.918
5	93,94	0,0219	8.636	9.415
6	95,97	0,0362	13.523	12.373
7	81,53	0,0491	27.928	48.400
8	97,23	0,0554	19.077	16.232
9	82,55	0,0108	3.447	3.729

Fuente: 8.445 hogares de la Encuesta de Presupuestos Familiares – INE (1997).

CUADRO A.3

**Variables usadas en el modelo econométrico**

Variable	Descripción	Media	Desviación estándar
Características demográficas			
Sexjefhgr	Jefe de hogar de sexo femenino (0/1)	0,29	0,45
Edujefhgr	Años de educación del jefe de hogar	10,96	4,45
Tenencia_de_vivienda2	Hogares con vivienda en regalía o cedida gratuitamente (0/1)	0,097	0,296
Tenencia_de_vivienda3	Hogares con vivienda tomada en arriendo (0/1)	0,22	0,41
Numper	Número de personas por hogar	3,72	1,76
Edad1	Miembros del hogar entre los 0 y 4 años de edad (%)	6,85	12,78
Edad2	Miembros del hogar entre los 5 y 14 años de edad (%)	14,71	19,01
Edad3	Miembros del hogar entre los 15 y 24 años de edad (%)	14,32	20,54
Edad4	Miembros del hogar entre los 65 y más años de edad (%)	12,81	28,00
Características meteorológicas y estacionales			
Temp	Temperatura media mensual (°C)	14,42	4,56
Pp	Precipitación media mensual (mm)	32,73	63,62
Sept	Mes del año es Septiembre (0/1)	0,08	0,28

CUADRO A.4  
**Parámetros estimados del sistema de demanda**

	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4	Grupo 5	Grupo 6	Grupo 7	Grupo 8	Grupo 9
Intercepto	0.31775873***	0.16736181***	0.06592286***	0.19403492***	0.03082927***	0.06386565***	0.01273736	0.11486508***	0.0326243***
	Características demográficas								
Sexjefhgr	-0.00448406***	-0.00853578***	0.00153742**	0.03245644***	0.00044588	-0.00630796***	-0.01330249***	-0.00151583	-
Edujefhgr	-0.03909178***	-0.04442553***	-0.00861199***	0.15062709***	-0.00945951***	-0.01903935***	0.00889747***	-0.03086806***	-
Tenencia_de_vivienda2	0.01626967***	0.01364189***	0.0061664***	-0.06922554***	0.00572172***	0.01046874***	0.00375297	0.01074938***	-
Tenencia_de_vivienda3	-0.01438444***	-0.0187514***	-0.00752577***	0.06804763***	-0.00462853***	-0.00669284***	0.00104761	-0.01443243***	-
Nlumper	0.55457323***	0.13123845***	0.04321364*	-0.76000564***	0.0346278**	0.03197967	-0.1999487***	0.111951543***	-
Edad1	0.11911013***	-0.03885794	0.24112598***	-0.15363783	0.05926802***	0.12474448***	-0.34724337***	0.00359681	-
Edad2	0.31294169***	0.17616131***	0.16683658***	-0.63748261***	0.07080833***	0.12577026***	-0.3229325***	0.07558061**	-
Edad3	0.06146926**	-0.07164764**	-0.01190511	0.04998965	0.01051764	0.09713681***	-0.0064673	-0.10749323***	-
Edad4	0.05092774*	0.09560121***	0.11160987***	-0.08647922	0.0488199***	-0.1395454***	-0.23263183***	0.13635193***	-
	Características meteorológicas y estacionales								
Temp	-0.08861567***	-0.03204238	-0.01652362	-0.12176372**	0.04458114***	0.06713906***	0.00217599	0.15053122***	-
Pp	-0.11453927	-0.05798093	0.05718097	0.06072758	0.25777792***	-0.351168***	0.06599857	-0.0321081	-
Sept	-0.00211785	0.01213968***	-0.00210513	-0.02074705***	0.00122161	0.00544266***	0.00678483**	-0.00162112	-

(continúa)

(continuación)

	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4	Grupo 5	Grupo 6	Grupo 7	Grupo 8	Grupo 9
Gasto	-0.0236974***	-0.00482099***	-0.00274031***	-0.00141496***	-0.00058767*	-0.00161123***	0.00481019***	-0.00503048***	-0.0014178***
Grupo 1	0.00122316								
Grupo 2	-0.00069716	-0.00573706							
Grupo 3	0.00312997	0.0031681	-0.0023232						
Grupo 4	0.00070215	0.00120024	-0.00109465	0.00460823					
Grupo 5	-0.00478605	0.00625036**	-0.00061948	-0.0027467	0.00429843				
Grupo 6	0.00709887	-0.0029766	-0.00245495	-0.00009087	-0.00182425	-0.00045437			
Grupo 7	-0.00176151	-0.00441328*	0.00018163	0.00032064	-0.00290551	0.00383372	-0.00282385		
Grupo 8	-0.00163452	0.00208074	0.00104929	-0.00247138**	0.00270151*	-0.00575939***	0.0077774***	-0.00509748**	
Grupo 9	-0.00008286	0.0011246	-0.0010367	-0.0004277	-0.0003683	0.0026278	-0.0002092	0.0013538	-0.0022358
Gasto total									
Coeficientes de precio									

Nota: \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

No es posible informar estos valores, dado que el sistema de demanda se estima sin la ecuación del grupo 9.

CUADRO A.5  
Elasticidades precio compensadas y elasticidades gasto

	Elasticidades precio compensadas propia y cruzadas								
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4	Grupo 5	Grupo 6	Grupo 7	Grupo 8	Grupo 9
Grupo 1	-0.9497141* (0.1601491)	0.0623478 (0.0593656)	0.076896 (0.0483894)	0.6684487* (0.0581545)	-0.0497305 (0.0912752)	0.1406558 (0.0880997)	0.023432 (0.0443766)	0.0303922 (0.0353085)	-0.0016391 (0.1200206)
Grupo 2	0.0581937 (0.0552598)	-1.006515* (0.0442234)	0.0751686* (0.0345295)	0.671997* (0.0275487)	0.1080661* (0.0332465)	-0.0047645 (0.0440765)	-0.0126273 (0.033907)	0.0841292* (0.0258371)	0.0263519 (0.0343825)
Grupo 3	0.1665837 (0.1038494)	0.172516* (0.0792835)	-1.041851* (0.0926305)	0.6211044* (0.0482005)	0.0023026 (0.0623415)	-0.0412164 (0.0940439)	0.0539479 (0.0591497)	0.0884859 (0.0502529)	-0.0218729 (0.0495205)
Grupo 4	0.06864* (0.006005)	0.0743639* (0.003025)	0.0301886* (0.002265)	-0.3386191* (0.0048472)	0.0181034* (0.0034653)	0.0363424* (0.0036027)	0.0486253* (0.0026836)	0.0520556* (0.0017231)	0.0102999* (0.0048505)
Grupo 5	-0.1485971 (0.2788861)	0.3550615* (0.1091271)	0.0036194 (0.0891279)	0.5309373* (0.1034712)	-0.7836784* (0.2339404)	-0.0461161 (0.1892983)	-0.083142 (0.0950944)	0.1776787* (0.0667375)	-0.0057633 (0.2235709)
Grupo 6	0.2628648 (0.1634168)	-0.0092489 (0.0880677)	-0.0359062 (0.0818344)	0.6527503* (0.0655191)	-0.028156 (0.115126)	-0.9761824* (0.1857242)	0.153559* (0.0667661)	-0.1027723 (0.0607816)	0.0830918 (0.0881703)
Grupo 7	0.030906 (0.0625085)	-0.0191067 (0.0512835)	0.0357704 (0.0389423)	0.6605733* (0.036976)	-0.037874 (0.0437769)	0.1161563* (0.0504347)	-1.010518* (0.0775507)	0.2174435* (0.0523917)	0.0066489 (0.0339081)
Grupo 8	0.0384838 (0.7441296)	0.109957* (0.0337749)	0.0502787 (0.0286596)	0.6112714* (0.0206278)	0.070369* (0.0265961)	-0.0672534 (0.0397867)	0.1879528* (0.0453017)	-1.036212* (0.0446212)	0.0351528* (0.0158269)
Grupo 9	-0.0080426 (0.7441296)	0.175699 (0.2290938)	-0.063745 (0.1436894)	0.6168296* (0.2923435)	-0.0120647 (0.4533623)	0.2770866 (0.2938811)	0.0290594 (0.1497527)	0.1793745* (0.0808536)	-1.194197 (0.7064214)
Elasticidades	0.6768144* (0.0109929)	0.9386683* (0.0123508)	0.9202147* (0.0149915)	1.049464* (0.0037972)	0.9754854* (0.0145283)	0.9591301* (0.0139224)	1.092167* (0.0236223)	0.9165859* (0.0121372)	0.8800257* (0.0182508)

Nota: \* significativo al 5%. Errores estándar entre paréntesis.



## **ESTIMACIÓN DE UN SISTEMA DE DEMANDA DE ALIMENTOS: UN ANÁLISIS APLICADO A HOGARES POBRES Y NO POBRES**

Miriam Berges

Karina Casellas

### **1 INTRODUCCIÓN**

La relación entre nivel de ingreso, línea de pobreza y grado de desnutrición de la población ha sido extensamente abordada en la literatura económica. La profundización de la crisis en Argentina, el creciente nivel de desempleo y la mayor desigualdad de ingresos en los últimos años, ha precipitado un gran número de estudios referidos a estos temas. Sin embargo, la mayoría de ellos se han orientado hacia el mercado de trabajo y la distribución del ingreso, y en menor medida hacia temas relacionados con el comportamiento del consumidor.

El empobrecimiento de la población limita el acceso a los alimentos capaces de garantizar un nivel de nutrición adecuado y multiplica las demandas de políticas gubernamentales que permitan mejorar la calidad de vida. Los hogares por debajo de la línea de pobreza son el objetivo de numerosos programas sociales aplicados en este período. Algunos de ellos han dado un mayor énfasis al rubro de la demanda, ya sea elevando el nivel de ingreso de estas familias por medio de transferencias monetarias o entregando una cantidad mensual de ciertos productos de consumo básico.

Resulta interesante, por lo tanto, contar con herramientas adecuadas para discutir y evaluar el impacto de estas transferencias sobre la ingesta de calorías y nutrientes. De acuerdo con los trabajos de Pinstруп-Andersen y Caicedo (1978), los consumidores pertenecientes a distintos estratos de ingreso, observarán distintos comportamientos de respuesta a cambios en precios e ingreso. Los resultados demuestran la sensibilidad de las estimaciones a los cambios en el nivel de ingreso indicando que los parámetros dependen del estrato para el cual se estima el modelo.

Para determinar la respuesta de los consumidores a estos cambios, es necesario estimar un sistema de demanda derivado a partir de un problema de maximización

de la utilidad, que satisfaga las condiciones de integrabilidad. La demanda de alimentos de los hogares –que implica decisiones sobre una canasta de bienes relacionados– puede ser más eficientemente estimada a través de un sistema, que considera la interacción, que por ecuaciones individuales para cada bien.

Para estimar un sistema que nos permita el cálculo de elasticidades que puedan ser de utilidad para fines de política económica, hemos decidido, siguiendo la línea de Park *et al.* (1996), dividir la muestra del país en dos segmentos de ingresos, que denominamos: pobres y no pobres.<sup>1</sup> Estas estimaciones resultarán tanto más útiles en la medida que nuestra población objeto de estudio no son los hogares promedio del país. Para la determinación del corte se ha utilizado el nivel de ingreso que corresponde a la línea de pobreza estimada por el organismo oficial Sistema de Información, Monitoreo y Evaluación de Programas Sociales (SIEMPRO).<sup>2</sup>

A partir de información sobre gastos y cantidades consumidas por los hogares de todo el país, la *Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares (ENGHO) 1996-97* (INDEC, 1998), se estima un Sistema Lineal de Gastos para distintos grupos de alimentos. La muestra incluye 27.260 hogares de todo el país, pero dada la metodología del relevamiento (gastos semanales y no consumo), y el nivel de desagregación en los gastos de alimentos, existe un alto porcentaje de observaciones cero en muchos de los consumos. Esto implica trabajar con metodologías de corrección del sesgo de las estimaciones a efectos de mejorar la eficiencia de las mismas.

Aunque en un primer momento se utilizó la metodología original del trabajo de Park *et al.* (1996), los resultados no fueron del todo plausibles y se reestimó el modelo aplicando una técnica alternativa<sup>3</sup> (SHONKWILLER; YEN, 1999), lo que nos permitió obtener parámetros que consideramos más confiables y apropiados para nuestros objetivos.<sup>4</sup>

---

1. A sugerencia de uno de los evaluadores de este artículo se probó estimar el mismo sistema para la muestra completa incluyendo una variable *dummy* con valor 1 en el caso de hogares pobres, pero se presentaron dificultades en la estimación debido al número de parámetros. Queda para futuras investigaciones una evaluación de los resultados comparando ambas especificaciones del sistema.

2. Calcula una línea de pobreza basada en el ingreso *per capita* necesario para adquirir una canasta básica de alimentos, considerando la región del país en la que habitan las familias. El valor de la inversa del coeficiente de Engel aplicado difiere en función de las regiones y la condición de propietario o inquilino de los hogares.

3. La utilización de esta metodología obedece a una sugerencia de R. Holcomb, uno de los autores del artículo mencionado, a quien le agradecemos su contribución.

4. Nuestro propósito no es una discusión metodológica, que excede nuestras posibilidades, y que puede ser leída en el artículo citado de los mencionados autores. Sin embargo, consideramos que nuestros resultados se mueven en la misma dirección que indica este artículo. La estimación resulta sensiblemente más eficiente bajo esta nueva metodología.

Finalmente, se utilizan las elasticidades estimadas para intentar cuantificar el impacto del aumento de los precios sobre la canasta de alimentos de las familias y, por ende, su nivel de nutrición. Somos conscientes de las limitaciones de nuestro análisis, ya que refleja una estructura de consumo –la de 1996– que seguramente no responde a la composición actual, como consecuencia de las nuevas condiciones del entorno macroeconómico y la profundización del deterioro del poder adquisitivo. Sin embargo, nos parece un ejercicio interesante para discutir la dirección de los probables cambios.

## 2 LOS DATOS: DESCRIPCIÓN Y RESTRICCIONES

La información utilizada es la primera obtenida en Argentina sobre gastos e ingresos de los hogares con alcance nacional, y si bien los datos corresponden al período 1996-1997, no existen otros posteriores de calidad similar. La encuesta no realiza un relevamiento de precios para todas las regiones, pero sí registra las cantidades adquiridas en la semana de referencia. Los datos utilizados fueron objeto de análisis de consistencia por parte del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) y se trabajó con la totalidad de la muestra.

Los grupos de alimentos agregados son: 1) azúcar; 2) bebidas con alcohol; 3) bebidas sin alcohol; 4) todas las carnes menos la de ave; 5) harinas, arroz y cereales; 6) comidas listas para consumir; 7) dulces y golosinas; 8) fiambres y embutidos; 9) frutas; 10) aceites y grasas; 11) huevos; 12) infusiones, condimentos y especias; 13) leche fluida y en polvo; 14) productos lácteos como queso y yogurt; 15) pastas secas o frescas; 16) carne de ave; 17) pan y galletitas; y 18) verduras.

Estos grupos incluyen todos los alimentos consumidos por las familias en el hogar. Se excluyen los gastos correspondientes a comidas fuera del hogar dado que, no existe un relevamiento de cantidad que permita trabajar con éstos de forma similar al resto de los grupos. Al trabajar solamente con gastos, también se excluyen los alimentos consumidos por las familias en forma gratuita, como los recibidos en comedores escolares o durante la jornada laboral.

El criterio de agregación responde a una selección de alimentos que se comportan más como complementarios, respecto a las decisiones de las familias, que como sustitutos –supuesto acorde con la utilización de un Sistema Lineal de Gastos que impone esta restricción. Huevos, azúcar y leche han sido considerados por separado. El primero debido a la dificultad de compatibilizar la unidad de medida de sus cantidades con el resto de los datos y los otros dos atendiendo a la diferencia de precios respecto a dulces y productos lácteos, que empeoraba la calidad de las estimaciones.

CUADRO 1

**Estadísticos descriptivos para los hogares pobres (n = 10.239)**

(En pesos corrientes de 1996-1997)

Grupos de alimentos	Gastos		Precios ajustados		Densidad
	Media	D. <i>standard</i>	Media	D. <i>standard</i>	
Azúcar	3,58	6,28	0,714	0,117	0,502
Bebidas alcohólicas	6,31	14,18	1,265	0,389	0,339
Bebidas no alcohólicas	12,57	15,99	0,965	0,467	0,691
Carnes <sup>a</sup>	49,80	40,50	3,178	0,821	0,932
Arroz, har y cereal	3,88	5,83	1,465	0,706	0,516
Comidas listas para consumir	6,25	15,94	8,289	2,207	0,329
Dulces	4,75	9,78	3,834	3,189	0,423
Fiambres y embutidos	3,83	8,10	6,717	1,282	0,335
Frutas	10,13	13,34	1,231	0,628	0,640
Grasas y aceites	6,48	9,18	2,519	0,943	0,537
Huevos	4,97	5,68	0,129	0,025	0,665
Infusiones y especias	8,25	11,50	5,436	5,240	0,634
Leche	12,37	14,55	0,776	0,175	0,636
Productos lácteos	7,23	11,37	5,518	2,281	0,492
Pastas	11,40	17,09	2,514	0,966	0,706
Pollo	9,75	16,25	2,641	0,445	0,372
Pan y galletitas	31,18	23,09	1,708	0,547	0,954
Verduras y legumbres	20,64	17,58	0,835	0,381	0,924
Gasto total en alimentos	213,39	138,57	Ingreso del hogar	456,33	266,02
Ingreso <i>per capita</i>	100,05	43,67	Tamaño del hogar (*)	4,83	2,29

Fuente: Elaboración propia en base a la ENGHO 1996-1997.

Nota: (\*) En cantidad de integrantes.

<sup>a</sup> Carne vacuna, porcina, ovina y pescado.

Para cada tipo de alimentos se calcularon los precios implícitos y a partir de ellos se estimaron los precios ajustados por calidad (COX; WOHLGENANT, 1986) tal como se detalla en la metodología.

Los cuadros 1 y 2 presentan los gastos medios, su desvío estándar y la densidad de datos en cada uno de los grupos que corresponden tanto a las familias pobres

CUADRO 2

**Estadísticos descriptivos para los hogares no pobres (n = 17.021)**

(En pesos corrientes de 1996-1997)

Grupos de alimentos	Gastos		Precios ajustados		Densidad
	Media	D. <i>standard</i>	Media	D. <i>standard</i>	
Azúcar	2,355	4,875	0,713	0,114	0,385
Bebidas alcohólicas	11,201	25,600	1,268	0,930	0,423
Bebidas no alcohólicas	22,363	26,381	0,955	0,438	0,778
Carnes	55,304	50,918	3,256	0,962	0,877
Arroz, har y cereal	3,952	7,414	1,481	1,192	0,414
Comidas listas para consumir	17,602	37,028	8,326	3,646	0,476
Dulces	10,077	18,650	3,830	5,136	0,509
Fiambres y embutidos	7,453	12,436	6,783	2,180	0,466
Frutas	18,122	19,029	1,251	0,739	0,803
Grasas y aceites	7,178	10,811	2,549	1,269	0,502
Huevos	5,041	5,821	0,129	0,025	0,620
Infusiones y especias	10,929	16,127	5,580	7,096	0,599
Leche	13,469	15,776	0,786	0,212	0,711
Productos lácteos	15,370	20,178	5,524	2,359	0,665
Pastas	12,241	17,278	2,599	1,582	0,656
Pollo	15,959	20,824	2,650	0,899	0,529
Pan y galletitas	29,810	22,509	1,756	0,847	0,967
Verduras y legumbres	23,989	22,094	0,852	0,533	0,899
Gasto total en alimentos	282,42	198,23	Ingreso del hogar	1.363,53	1.237,23
Ingreso <i>per capita</i>	475,36	473,43	Tamaño del hogar (*)	3,20	1,65

Fuente: Elaboración propia en base a la ENGHO 1996-1997.

Nota: (\*) En cantidad de integrantes.

como a las no pobres. Los precios ajustados presentan mayor dispersión al aumentar el nivel de ingreso pero sus medias no difieren sustancialmente. Se incluye información socioeconómica que permite apreciar las características de ambos estratos.

Los hogares por debajo de la línea de pobreza son de mayor tamaño relativo, existe un mayor número de niños, bajo nivel de educación y una mayor tasa de

desempleo. Los gastos medios por hogar son significativamente menores, sin embargo, los precios son, en promedio, muy parecidos o en algunos casos –como azúcar y huevos– aún mayores; esto se debe a la influencia de los canales de adquisición en este grupo.<sup>5</sup> Considerando esto, se espera una reducción sensible en las cantidades de subsistencia que este grupo comprará.

En el cuadro 3 pueden observarse algunas diferencias interesantes que surgen de la segmentación entre pobres y no pobres. Encontramos que aproximadamente el 50% de los hogares pobres se localizan en las regiones del Norte y Cuyo, el 65% de los no pobres lo hacen en las regiones Pampeana, Patagónica y Metropolitana. Con respecto al nivel de educación, sólo en el 4% del grupo pobres, el jefe del

CUADRO 7

**Porcentaje de hogares por cada categoría**

Categoría	Pobres	No pobres
Región		
R1-Metropolitana	11,57	21,87
R2-Pampeana	25,59	30,10
R3-Noroeste	22,39	15,04
R4-Noreste	17,19	9,26
R5-Cuyo	12,86	10,27
R6-Patagónica	10,40	13,46
	100	100
Educación del jefe del hogar		
Baja	30,36	14,06
Alta	4,22	22,49
Quintiles		
Primer	51,60	-
Quinto	-	32,52
Más del 50% del gasto en alimentos en supermercados	13,19	23,70

Fuente: Elaboración propia en base a la ENGHO 1996-1997.

5. A menor nivel de ingreso, mayor la influencia de los negocios de menor tamaño y precios no tan competitivos como canales de comercialización (BERGES, CASELLAS, 2001). La mayor concentración de la pobreza se registra en las regiones del norte del país, lugares donde la cantidad de supermercados y canales de mayor tamaño son menores.

hogar tiene educación terciaria o universitaria mientras que, alcanza al 22,5% en el grupo de no pobres. Sólo el 13% de los hogares pobres gastan más de la mitad de su presupuesto destinado a alimentos a través de los supermercados, mientras que la proporción se eleva al 24% en el caso de los hogares no pobres.

### 3 METODOLOGÍA

#### 3.1 La estimación de un sistema de ecuaciones de demanda

Un sistema de ecuaciones describe el comportamiento de un gran número de hogares al adquirir todos los alimentos, requiere además de una restricción presupuestaria y permite tener en cuenta la interdependencia mutua de una gran variedad de bienes en las decisiones de los consumidores.

De las muchas formas funcionales que se han utilizado en la literatura, una de las más elegidas es la conocida como Sistema Lineal de Gastos (LES) (INTRILIGATOR; BODKIN; HSIAO, 1996).

Su aceptación generalizada se debe principalmente a tres razones: *a*) su facilidad de interpretación; *b*) es uno de los pocos sistemas que satisface automáticamente todas las condiciones requeridas por la teoría de la demanda; y *c*) Se deriva a partir de una función específica de utilidad, que es la Stone-Geary.<sup>6</sup>

El sistema se estima a partir de los datos sobre cantidades ( $x_j$ ) y precios ( $p_j$ ) de  $n$  bienes y el ingreso o gasto total. Los parámetros estimados son las  $n$  cantidades base  $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n$  y las  $n$  participaciones marginales en el presupuesto  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ .

El LES se escribe como:

$$p_j x_j = p_j \gamma_j + \beta_j \left( I - \sum_{k=1}^n p_k \gamma_k \right) \quad j = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

$$\text{y } x_j - \gamma_j > 0, \quad 0 < \beta_j < 1, \quad \sum \beta_j = 1$$

Se interpreta estableciendo que el gasto en un bien  $j$ , dados  $p_j x_j$ , puede dividirse en dos partes. La primera es el gasto en cierta cantidad base  $\gamma_j$  del bien  $j$ , que es el

6. La función supone a partir de un cierto origen  $P$ —que coincide con las cantidades de subsistencia—, una estructura de tipo Cobb-Douglas que genera curvas de Engel lineales.  $U = (x_1 - \gamma_1)^\alpha (x_2 - \gamma_2)^\beta$ ,  $\alpha + \beta = 1$ . Supone separabilidad, por lo que su aplicación es más plausible en la medida que los grupos de bienes sean lo suficientemente agregados. La utilidad marginal de cada bien es independiente de la cantidad de cualquier otro bien. Este supuesto implica "independencia de los deseos" y ausencia de efectos de sustitución cruzados.

mínimo gasto o gasto de subsistencia requerido en ese bien. La segunda es la fracción  $\beta_j$  del *ingreso supernumerario* definido como el monto de ingreso por encima del *ingreso de subsistencia* o el gasto necesario para adquirir todas las cantidades de subsistencia. La cantidad  $p_k \gamma_k$  se gasta siempre en subsistencia y el resto del ingreso  $(I - \sum p_k \gamma_k)$  se divide en gastos por encima del nivel de subsistencia entre los  $n$  bienes según las proporciones  $\beta_j$ .

Dado que  $\beta_j > 0$ , no podrán obtenerse bienes inferiores y todos los bienes se comportan como complementarios brutos.<sup>7</sup>

Al dividir las ecuaciones por el precio  $p_j$  correspondiente, se obtiene el sistema de las ecuaciones de demanda para todos los bienes. Las demandas resultan hipérbolas con respecto al precio del bien considerado (2) y las curvas de Engel (3) son lineales.

$$x_j = \gamma_j (1 - \beta_j) + \beta_j \left( \bar{I} - \sum \bar{p}_k \gamma_k \right) p_j^{-1} z \quad (2)$$

$$E_j = \bar{p}_j x_j = \left( \bar{p}_j \gamma_j - \beta_j \sum \bar{p}_k \gamma_k \right) + \beta_j I \quad (3)$$

Dado que las curvas de Engel son funciones lineales, y esto resulta muy restrictivo, su aplicación es más sostenible en casos en los que el rango de variación del ingreso no sea muy grande. Las predicciones que resulten serían también aplicables a corto plazo.

Las elasticidades precio y gasto total que se derivan de este sistema son:

$$\varepsilon_{jj} = -1 + \left[ (1 - \beta_j) \gamma_j \right] / x_j \quad (4)$$

$$\varepsilon_{ji} = -\beta_j \gamma_i p_i / x_i p_i \quad (5)$$

$$\eta_j = \beta_j I / x_j p_j \quad (6)$$

7. Suponiendo  $\gamma_j > 0$ .



La estimación del sistema implica resolver un sistema no lineal en los parámetros  $\beta$  y  $\gamma$ ; requiere un procedimiento en dos etapas o bien la aplicación de una técnica de estimación por máxima verosimilitud.

### 3.2 La estimación de precios ajustados

Al trabajar con precios implícitos a partir de datos de corte transversal y mercancías no homogéneas, los precios reflejan “efectos de calidad” que deberían ser corregidos con anterioridad a la estimación (COX; WOHLGENANT, 1986). Estos son importantes al trabajar con bienes agregados o “mercancías”.<sup>8</sup>

De acuerdo con este enfoque, los precios de los bienes, ajustados por calidad, se estimaron regresionando los precios imputados en función de ciertas características sociodemográficas de los hogares que los consumen, tal como sigue:

$$P_j = \beta_0 + \beta_1 Dalto + \beta_2 Dbajo + \beta_3 Djsexo + \beta_4 Dquin1 + \beta_5 Dquin5 + \beta_6 DR1 + \beta_7 DR3 + \beta_8 DR4 + \beta_9 DR5 + \beta_{10} DR6 + \beta_{11} Ing + \beta_{12} Miembros + \beta_{13} Prgalhip + \xi_j \quad (7)$$

$P_j$  es el precio imputado para cada grupo  $j$  de alimentos; Dalto y Dbajo son variables *dummy* correspondientes a un nivel de educación alto y bajo respectivamente; Djsexo, variable *dummy* del sexo del jefe del hogar; Dquin1, es una variable *dummy* que representa al hogar ubicado en el primer quintil de ingreso; Dquin5, es una variable *dummy* que representa al hogar ubicado en el quinto quintil de ingreso; DR1, DR3, DR4, DR5 y DR6, son variables *dummy* correspondientes a las regiones del país (Metropolitana, Noroeste, Noreste, Cuyo y Patagónica); Ing, es el ingreso mensual del hogar; Miembros, tamaño del hogar y Prgalhip, representa la proporción de gasto en alimentos en supermercados.

El precio ajustado para cada bien fue generado sumando  $\beta_0$  estimado a los residuos derivados de la regresión para cada grupo de alimentos. Cuando los gastos o las cantidades son iguales a 0, ya que no todos los hogares consumen todos los bienes en el período de la encuesta, el precio ajustado es igual al  $\beta_0$  estimado.

Esta forma de estimar los precios ajustados por calidad admite la posibilidad que ciertos precios sean negativos. Esta situación sugeriría que luego del ajuste

8. Siguiendo a Cramer distinguimos entre bienes y mercancías a efectos de tener en cuenta el problema de la heterogeneidad. Para las mercancías, la elección de calidad refleja la participación de los bienes componentes de las mismas y puede verse como una decisión *a priori* de la correspondiente a las cantidades. Esto implica que la decisión de calidad puede ser modelada independientemente de la decisión de qué cantidad de la mercancía adquirir.

por calidad, a algunos hogares se les debería pagar para que consuman el bien en cuestión.

### 3.3 La corrección del sesgo

Como es de esperar en las estimaciones con datos de corte transversal, la variable dependiente tiene una gran proporción de valores ceros. Las principales causas son: *a)* infrecuencia de compra, dada por el corto período de la encuesta; *b)* preferencias de los consumidores; y *c)* los consumidores no compran el bien a los precios y niveles de ingresos dados –soluciones de esquina.

La decisión de consumir un bien corresponde a un proceso en dos etapas. En primer lugar, una decisión de comprar o no, conocida como etapa de participación, y luego otra de cuanto gastar en cada bien. En este tipo de modelos no es adecuado el uso de mínimos cuadrados porque no contempla la naturaleza de este proceso y produce, además, estimaciones sesgadas e ineficientes. Para corregir este problema Heckman (1979) plantea ecuaciones separadas de participación y gasto, a partir de las que se obtienen estimadores consistentes. Una generalización de este procedimiento es el utilizado por Heien y Wessells (1990) y Heien y Durham (1991). En estos trabajos se parte de la estimación de un modelo *probit*, para determinar la probabilidad de que un hogar *i* determinado adquiriera la mercancía *j*, y a partir de ella se computan los inversos del ratio de Mills (IMR). Se utiliza la información de toda la muestra, y para cada hogar *i*, la variable dependiente es igual a 1 si el gasto en el bien *j* es positivo y 0 en el caso contrario.

$$\begin{aligned} \Pr[Z_{ij} = 1] &= \Phi(W_i \delta_j) \\ \Pr[Z_{ij} = 0] &= 1 - \Phi(W_i \delta_j) \end{aligned} \quad (8)$$

Donde  $W_i$  es un vector de regresores relacionados con la decisión de comprar,  $\delta_j$  es el vector de coeficientes relacionados con dichos regresores y  $\Phi$  es la función normal de densidad acumulada.

Los  $IMR_{ij}$  se calculan a partir de:

$$\begin{aligned} \hat{IMR}_{ij} &= \Phi(W_i \hat{\delta}_j) / \phi(W_i \hat{\delta}_j) \quad \text{si } Z_{ij} = 1 \\ \hat{IMR}_{ij} &= \phi(W_i \hat{\delta}_j) / (1 - \Phi(W_i \hat{\delta}_j)) \quad \text{si } Z_{ij} = 0 \end{aligned} \quad (9)$$

$\phi$  es la función de distribución de probabilidad normal. En una etapa posterior, estos  $IMR$  se utilizan como variables adicionales en el sistema LES y permiten corregir el sesgo resultante de los valores 0 en las variables dependientes.

Las ecuaciones (1) ahora reformuladas son:

$$p_{ij}x_{ji} = p_{ji}\gamma_j + \beta_j \left( I_i - \sum_{k=1}^n p_{ki}\gamma_k \right) + \alpha_j IMR_{ij} + v_j \quad (10)$$

Sin embargo, un trabajo más reciente de Shonkwiler y Yen (1999) ha demostrado mediante varias simulaciones que el procedimiento en dos etapas que ellos proponen para los sistemas de ecuaciones con variables dependientes limitadas produce estimaciones consistentes y se comporta mucho mejor que el propuesto por Heien y Wessels.<sup>9</sup> Shonkwiler y Yen parten también de una estimación *probit* inicial, pero en la segunda etapa en lugar de utilizar los  $IMR$  tal como los presentados en (9), multiplican por  $\phi(W_i\delta_j)$  las variables independientes del modelo y el término adicional es  $\phi(W_i\delta_j)$ .<sup>10</sup>

En esta alternativa, las ecuaciones del sistema de demanda serían:

$$p_{ij}x_{ji} = p_{ji}\gamma_j\phi(W_i\delta_j) + \beta_j\phi(W_i\delta_j) \left( I_i - \sum_{k=1}^n p_{ki}\gamma_k \right) + \alpha_j\phi(W_i\delta_j) + v_j \quad (11)$$

Al trabajar con este modelo, el cálculo de las elasticidades precio y gasto total se ve afectado, de forma que la primera resulta de aplicar la fórmula:

$$\varepsilon_{jj} = -1 + \left[ (1 - \beta_j)\phi(W_i\delta_j)\gamma_j \right] / x_j \quad (12)$$

y la segunda de:

$$E_j = \left[ \beta_j\phi(W_i\delta_j) \right] (e_i / x_j p_j) \quad (13)$$

9. Shonkwiler y Yen sostienen que existe una inconsistencia interna en el modelo de Heien y Wessels, que resulta de aplicar la esperanza no condicional a la variable dependiente y observar que el resultado difiere de lo esperado. Un valor en la estimación *probit* que tienda a  $-\infty$  debería conducir a un valor de la variable dependiente tendiendo a 0, sin embargo esto no se cumple en el modelo de HW.

10. La  $E(y_{ij}/x, w; \varepsilon > -W_i\delta_j) = f(x_p, \beta) + \alpha_j [\phi(W_i\delta_j) / \phi(W_i\delta_j)]$  y la  $E(y_{ij}/x, w; \varepsilon \leq -W_i\delta_j) = 0$ , la media no condicionada es entonces:  $E(y_{ij}/x, w) = \phi(W_i\delta_j) f(x_p, \beta) + \alpha_j \phi(W_i\delta_j)$ .

donde  $e_i / x_j p_j$  es la inversa de la participación del gasto en el bien  $j$  en el gasto total en alimentos.

#### 4 RESULTADOS

Las estimaciones de la segunda etapa se realizaron a través de un sistema de ecuaciones aparentemente relacionadas –SUR– con la versión 4.0 del programa econométrico *Eviews*. Se excluye la ecuación correspondiente a comidas listas para consumir, cuyo valor  $\beta$  se estima por diferencia. Los parámetros  $\gamma_j$  y  $\beta_j^{11}$  que se indican en el cuadro 4 se muestran ya transformados.

Las cantidades de subsistencia resultan todas inferiores a los valores medios y las estimaciones resultan significativas al 95% a excepción de algunos de los parámetros, tal como puede apreciarse por los estadísticos  $t$  indicados entre paréntesis.

En el estrato por debajo de la línea de pobreza, las bebidas sin alcohol, los dulces, las frutas,<sup>12</sup> las grasas, las infusiones y especias y los derivados lácteos poseen cantidades de subsistencia negativas, indicando que las familias deberían ser subsidiadas para consumir esos bienes a los precios promedio. Esto implica mayor elasticidad precio de la demanda por estas mercancías, de hecho sólo de esa forma pueden resultar superiores a 1 en valor absoluto.

En el estrato más alto sólo los dos últimos grupos de los mencionados arriba poseen coeficientes negativos, pero además de ser cantidades muy cercanas a 0 sólo son estadísticamente significativas al 80%.

A partir de las cantidades de subsistencia de ambos grupos, se puede observar cómo cambian los alimentos básicos que componen la dieta. En concordancia con las preferencias de los argentinos y los precios relativos, las familias pobres consumen más carne –especialmente vacuna–, pollo y pan. En las familias de mayor poder adquisitivo, se verifica una mayor diversificación de su consumo y participación de comidas ya preparadas.

También existe diferencia en las proporciones marginales a gastar el excedente de ingreso por sobre el nivel de subsistencia. El primer grupo, prefiere destinar su dinero a carnes, pan y verduras, cuyos parámetros  $\beta_j$  son sensiblemente mayores que en el segundo.

11. Las estimaciones resultan heterocedásticas y de acuerdo con ello, los parámetros no son eficientes, pero su corrección no implica diferencias suficientemente significativas.

12. Aunque debe considerarse que los coeficientes de dulces y frutas no resultaron estadísticamente significativos.

CUADRO 4  
**Parámetros estimados para los hogares pobres**

Grupo de alimentos	Parámetros estimados			
	$\gamma_j$	$\beta_j$	$\alpha_j$	$R^2$
Azúcar	1,52 (3,79)	0,018 (45,6)	-1,214 (-1,52)	0,17
Bebidas alcohólicas	2,78 (9,43)	0,037 (41,8)	-8,356 (-8,028)	0,17
Bebidas no alcohólicas	-0,55 (-1,97)	0,066 (73,8)	8,565 (7,97)	0,33
Carnes	5,18 (15,01)	0,209 (107,6)	1,128 (0,309)	0,54
Arroz, harina y cereales	0,71 (10,5)	0,017 (48,3)	0,168 (0,47)	0,19
Comidas listas para consumir	0,26 (5,82)	0,059	-	-
Dulces	-0,02 (-0,95)	0,032 (56,9)	-1,097 (-2,32)	0,24
Fiambres y embutidos	0,51 (9,72)	0,019 (37,8)	-7,290 (-7,87)	0,15
Frutas	-0,22 (-1,28)	0,053 (69,3)	6,183 (7,23)	0,31
Grasas y aceites	-0,19 (-2,61)	0,034 (65,4)	4,231 (6,92)	0,29
Huevos	8,12 (4,44)	0,019 (53,3)	2,916 (4,02)	0,22
Infusiones y especias	-0,11 (-6,57)	0,048 (76,3)	3,650 (6,27)	0,36
Leche	2,07 (3,29)	0,051 (58,3)	7,934 (5,41)	0,24
Prod. lácteos	-0,32 (-7,81)	0,039 (57,2)	7,960 (10,35)	0,24
Pastas	1,00 (7,27)	0,062 (61,9)	-3,132 (-2,51)	0,27
Pollo	2,18 (8,34)	0,047 (45,6)	-9,471 (-5,21)	0,19
Pan y galletitas	3,46 (10,04)	0,104 (81,3)	35,205 (14,5)	0,40
Verduras y legumbres	1,56 (4,51)	0,086 (95,8)	21,449 (15,3)	0,46

CUADRO 5  
**Parámetros estimados para los hogares no pobres**

Grupo de alimentos	Parámetros estimados			
	$\gamma_j$	$\beta_j$	$\alpha_j$	$R^2$
Azúcar	2,39 (8,58)	0,008 (43,6)	-2,56 (-4,74)	0,11
Bebidas alcohólicas	5,68 (31,7)	0,049 (61,6)	-16,2 (-18,8)	0,24
Bebidas no alcohólicas	1,11 (2,89)	0,079 (106,5)	16,7 (12,6)	0,38
Carnes	4,35 (14,6)	0,182 (135,7)	14,8 (4,93)	0,51
Arroz, harina y cereales	1,27 (32,04)	0,015 (62,5)	-2,82 (-11,05)	0,22
Comidas listas para consumir	0,57 (10,8)	0,109	-	-
Dulces	0,20 (8,24)	0,047 (87,4)	-1,08 (-1,93)	0,31
Fiambres y embutidos	0,65 (18,6)	0,028 (74,8)	-7,67 (-11,4)	0,28
Frutas	0,96 (5,99)	0,056 (100,8)	18,3 (21,3)	0,35
Grasas y aceites	0,43 (8,61)	0,028 (88,3)	0,52 (1,16)	0,31
Huevos	21,9 (15,2)	0,012 (66,9)	-1,41 (-2,57)	0,23
Infusiones y especias	-0,02 (-1,21)	0,048 (99,8)	4,14 (7,82)	0,36
Leche	4,0 (8,76)	0,039 (78,3)	7,24 (6,52)	0,26
Productos lácteos	-0,07 (-1,27)	0,058 (100,4)	11,6 (12,2)	0,36
Pastas	1,95 (29,3)	0,047 (91,0)	-7,29 (-10,3)	0,33
Pollo	1,44 (9,72)	0,046 (68,2)	7,99 (6,97)	0,22
Pan y cereales	2,86 (17,1)	0,072 (108,9)	40,62 (29,4)	0,40
Verduras y legumbres	3,41 (14,4)	0,076 (124,6)	21,37 (20,4)	0,46

En los cuadros 6 y 7 se presentan las elasticidades calculadas para los valores medios de las variables. Respecto a su propio precio, las mayores diferencias entre ambos grupos se registran en carnes, fiambres y pollo, alimentos para los que las demandas de las familias pobres se comportan de forma más inelástica.

Respecto a las elasticidades gasto, son más altas en el primer grupo a excepción de carnes y cereales que se comportan como bienes más necesarios.

Para el cálculo de las elasticidades ingreso, se utiliza una regresión auxiliar de gastos en alimentos sobre ingreso de los hogares (PARK *et al.*, 1996), a partir de la cual se calcula:<sup>13</sup>

$$\varepsilon_{I,j} = \varepsilon_{E,j} \varepsilon_{EI} \quad (11)$$

CUADRO 6  
**Elasticidades para los hogares pobres**

Grupo de alimentos	Elasticidades		
	Precio	Gasto total en alimentos	Ingreso
Azúcar	-0,704	1,069	0,608
Bebidas alcohólicas	-0,476	1,237	0,703
Bebidas no alcohólicas	-1,038	1,116	0,635
Carnes	-0,753	0,894	0,508
Arroz, harina y cereales	-0,737	0,917	0,521
Comidas listas para consumir	-0,648	2,015	1,146
Dulces	-1,018	1,453	0,826
Fiambres y embutidos	-0,139	1,074	0,611
Frutas	-1,024	1,123	0,638
Grasas y aceites	-1,069	1,116	0,634
Huevos	-0,796	0,804	0,457
Infusiones y especias	-1,066	1,240	0,705
Leche	-0,879	0,886	0,504
Productos lácteos	-1,229	1,158	0,658
Pastas	-0,797	1,155	0,657
Pollo	-0,450	1,023	0,582
Pan y galletitas	-0,834	0,711	0,404
Verduras y legumbres	-0,944	0,894	0,508

13. La regresión auxiliar estima linealmente la PMg a gastar en alimentos de las familias pobres y no pobres:  $GTA_i = \alpha + \beta * Y_i + e_i$ . Los coeficientes obtenidos son  $\hat{\beta}_{pobres} = 0,266$  y  $\hat{\beta}_{no\ pobres} = 0,0708$ .

CUADRO 7  
**Elasticidades para los hogares no pobres**

Grupo de alimentos	Elasticidades		
	Precio	Gasto total en alimentos	Ingreso
Azúcar	-0,287	0,937	0,320
Bebidas alcohólicas	-0,404	1,227	0,419
Bebidas no alcohólicas	-0,957	0,993	0,341
Carnes	-0,801	0,929	0,317
Arroz, harina y cereales	-0,533	1,086	0,371
Comidas listas para consumir	-0,732	1,748	0,597
Dulces	-0,927	1,311	0,448
Fiambres y embutidos	-0,433	1,070	0,365
Frutas	-0,938	0,877	0,299
Grasas y aceites	-0,852	1,114	0,380
Huevos	-0,448	0,695	0,237
Infusiones y especias	-1,007	1,236	0,422
Leche	-0,779	0,824	0,281
Productos lácteos	-1,021	1,073	0,366
Pastas	-0,613	1,079	0,368
Pollo	-0,776	0,809	0,276
Pan y galletitas	-0,846	0,685	0,234
Verduras y legumbres	-0,890	0,891	0,304

Es decir la elasticidad ingreso de la mercancía  $j$ , se calcula como el producto de la elasticidad gasto de la misma mercancía por la elasticidad ingreso del gasto total en todos los alimentos.

El ajuste entre gastos en alimentos e ingreso, presenta un  $R^2$  igual a 0,26 para el grupo de pobres y 0,21 para el de mayor ingreso.

Todas las elasticidades ingreso son superiores para el grupo más carenciado y las comidas listas para consumir se comportan como bienes de lujo. Las bebidas alcohólicas, los dulces, las infusiones y condimentos tienen elasticidades relativamente altas entre 0,7 y 0,8.



Para el grupo de mayor ingreso, la elasticidad ingreso más alta corresponde al grupo de alimentos comidas listas para consumir, con un valor cercano a 0,6.

Las diferencias en los valores obtenidos son lo suficientemente significativas para casi todos los bienes de forma de justificar el esfuerzo de su cálculo, a partir de una división en estratos de la muestra. Para la evaluación de políticas específicas destinadas a grupos con mayores deficiencias, debería emplearse estimaciones calculadas sobre los datos correspondientes a la población objetivo, a fin de efectuar proyecciones más confiables.

### 5 DISCUSIÓN SOBRE POSIBLES CAMBIOS EN EL CONSUMO

Una discusión interesante surge al considerar la vigencia de estos datos. La estimación se realizó con la única muestra disponible con estas características, y de no haber mediado cambios tan importantes en la política económica argentina, podrían haber descrito aceptablemente la composición de la canasta de bienes de consumo. En la actualidad, la devaluación y la inflación seguramente han afectado las elecciones de los consumidores. No sólo se ha producido un deterioro en el poder de compra, que ha obligado a los compradores a adquirir proporcionalmente más unidades de los bienes “inferiores” en detrimento de aquellos considerados “de lujo”, sino que los precios relativos –bienes exportables e importados/servicios mano de obra intensivos– se han alterado de forma muy distinta a lo ocurrido durante el período de convertibilidad, estimulando nuevas relaciones de sustitución.

Los grupos de alimentos seleccionados para las estimaciones seguirán siendo los mismos que intervienen en la función de utilidad de los consumidores. Sin embargo es probable que los dos efectos mencionados arriba hayan alterado las decisiones en dos direcciones:

*a)* desplazando los gustos desde una composición similar a la del grupo de los no pobres hacia una más parecida a la de los pobres. Alterando la importancia relativa de cada subgrupo de gastos en el gasto total de los consumidores (inter-grupos); y

*b)* sustituyendo bienes dentro de los mismos grupos. Los nuevos sustitutos son bienes relativamente más baratos (de menor calidad) y que sin embargo satisfacen la misma necesidad (intra-grupos).

A manera de un ejercicio que permita cuantificar la incidencia de la variación de los precios y de la disminución del ingreso real, se calculan los efectos sobre las cantidades medias consumidas por ambos grupos utilizando las elasticidades precio compensadas para evaluar el efecto precio<sup>14</sup> y las elasticidades ingreso para el efecto

14. Dados los supuestos de un sistema LES no hay efectos cruzados compensados.

ingreso real (la variación de ingresos medida suponiendo el nivel de ingreso nominal constante y el aumento de los precios del índice de precios al consumidor –IPC– entre el período de la encuesta y mayo del 2002).

En el cuadro 8 se presentan los resultados de los cálculos en términos de las variaciones porcentuales en las cantidades medias de cada grupo de alimentos, consecuencia de aplicar las variaciones de precios del período (marzo-1997 a mayo-2002) a las elasticidades compensadas.<sup>15</sup> En términos de kilogramos de alimentos

CUADRO 8

**Efecto precio sobre las cantidades consumidas**

(Suponiendo ingreso real constante)

Grupo de alimentos	$\Delta$ % precios 03/97 a 05/02	Pobres $\Delta$ % cantidad	No pobres $\Delta$ % cantidad
Azúcar	31,0	-22,0	-8,9
Bebidas alcohólicas	16,6	-7,8	-6,7
Bebidas no alcohólicas	4,5	-4,6	-4,3
Carnes	31,4	-22,6	-25,0
Arroz, harina y cereales	52,2	-38,4	-27,8
Comidas listas para consumir	8,0	-5,1	-5,8
Dulces	60,0	-60,8	-55,0
Fiambres y embutidos	35,0	-4,8	-15,2
Frutas	0,2	-0,2	-0,15
Grasas y aceites	95,6	-101,7	-81,4
Huevos	31,8	-25,25	-14,3
Infusiones y especias	48,5	-51,3	-48,7
Leche	57,7	-50,4	-44,9
Productos lácteos	26,2	-32,1	-26,7
Pastas	18,2	-14,8	-11,5
Pollo	2,7	-1,2	-2,1
Pan y galletitas	23,9	-19,6	-20,2
Verduras y legumbres	25,6	-23,8	-22,7

15. Para el cálculo de las mismas se utilizaron las participaciones de cada rubro en el gasto total de alimentos –detalladas en el cuadro 10–, modificadas por la relación entre gastos en alimentos e ingreso total de las familias.

consumidos implica una disminución de 24% para los hogares pobres y 20% para los no pobres.

Las familias pobres, suponiendo que su ingreso real se hubiera mantenido constante, no consumirían aceites y hubieran sensiblemente disminuido dulces, leche, infusiones y harinas. Deberían estar adquiriendo relativamente más pollo, frutas, bebidas, fiambre y empanadas, pizzas y tartas –que representan la mayor parte de las comidas listas para consumir.

La repercusión del aumento de precios sobre el consumo de los hogares no pobres es menor para casi todos los grupos de alimentos, a excepción de carnes, comidas listas, fiambres, pollo y galletitas.

El cuadro 9 muestra los efectos sobre las cantidades medias de un deterioro del ingreso real de 18,6% producido por la variación de los precios de todos los

CUADRO 9

**Efecto ingreso real sobre las cantidades consumidas**

(Suponiendo ingreso nominal constante y variación del IPC = 28,7%)

Grupo de alimentos	Pobres $\Delta$ % cantidad	No pobres $\Delta$ % cantidad	Participación % en el GT de alimentos	
			Pobres	No pobres
Azúcar	-11,0	-6,0	1,6	0,8
Bebidas alcohólicas	-13,0	-7,8	2,9	3,9
Bebidas no alcohólicas	-11,0	-6,3	5,8	7,9
Carnes	-9,5	-5,9	23,3	19,6
Arroz, harina y cereales	-9,7	-6,9	1,9	1,4
Comidas listas para consumir	-21,3	-11,1	3,0	6,3
Dulces	-15,4	-8,3	2,3	3,6
Fiambres y embutidos	-11,4	-6,8	1,8	2,7
Frutas	-11,9	-5,6	4,7	6,4
Grasas y aceites	-11,8	-7,1	3,0	2,5
Huevos	-8,5	-4,4	2,4	1,8
Infusiones y especias	-13,1	-7,8	3,8	3,8
Leche	-9,39	-5,2	5,8	4,8
Productos lácteos	-12,2	-6,8	3,4	5,4
Pastas	-12,2	-6,9	5,3	4,4
Pollo	-10,8	-5,2	4,6	5,6
Pan y galletitas	-7,5	-4,3	14,7	10,5
Verduras y legumbres	-9,4	-5,6	9,7	8,6

bienes de consumo (22,87%). Este efecto ingreso en kilogramos implica una disminución del consumo de 10,1% para los hogares pobres y de 6% para el resto.

Debido al deterioro de su poder adquisitivo, las familias disminuirían proporcionalmente más las comidas listas, los dulces, las bebidas alcohólicas, los productos lácteos y las infusiones. En el primer caso, la escasa variación de precios que han experimentado podría ser una consecuencia del mayor impacto ingreso sobre estos bienes relativamente más “de lujo” y las características de su oferta.

Puede observarse que en los hogares no pobres, el efecto ingreso sobre las cantidades consumidas resulta menor que para los pobres y, además, su magnitud es muy similar para todo el conjunto de bienes. Esto es el reflejo de la menor participación de los alimentos respecto a sus gastos totales.

## **6 CONCLUSIONES E IMPLICANCIAS SOBRE EL NIVEL DE NUTRICIÓN DE LAS FAMILIAS**

A pesar que nuestras estimaciones no reflejan la situación actual pueden ser de utilidad en dos aspectos importantes:

- a) probar una metodología para estimar con todos los datos completos de los gastos de las familias y presentar la demanda de alimentos como un sistema; y
- b) actualizar los valores medios estimados de consumo y compararlos con la Canasta Básica de Alimentos<sup>16</sup> (CBA) calculada por el INDEC y que sirve de base al cálculo de la línea de ingresos por debajo de la cual las familias son consideradas indigentes.

Utilizando los resultados de las estimaciones se han calculado en el cuadro 10 las cantidades medias que los hogares pobres y no pobres adquieren mensualmente por grupo de alimentos. En el mismo cuadro se presentan las cantidades, agregadas con idéntico criterio, correspondientes a la CBA para una familia de tamaño similar al que surge del promedio de la muestra.

Aunque la separación efectuada entre los dos tipos de hogares corresponde a un nivel de ingreso determinado para la línea de pobreza indicado por la Canasta Básica Total (CBT) de consumo, puede observarse que en promedio los hogares pobres no alcanzan el nivel de nutrición considerado apropiado. En kilogramos la estructura de alimentos de la muestra indica un déficit de 42% para estos hogares, principalmente en leche, frutas, verduras e infusiones y especias.

16. Canasta de bienes capaz de aportar a un adulto varón de entre 30 y 59 años, las 2.700 calorías diarias que exigen la realización de tareas con movimientos moderados.

CUADRO 10  
**Cantidades medias y CBA para pobres y no pobres**  
 (En kilogramos mensuales)

Grupo de alimentos	Hogares pobres			Hogares no pobres		
	Cantidades medias	C.B.A 5 integ <sup>a</sup>	Diferencia	Cantidades medias	C.B.A 4 integ <sup>b</sup>	Diferencia
Azúcar	5,01	5,96	-	3,30	4,68	-
Bebidas	18,03	31,05	-	32,24	24,37	+
Carnes	19,93	25,96	-	24,11	20,37	+
Arroz, harian y cereal	7,94	13,04	-	9,50	10,24	-
Dulces	1,24	0,99	+	2,63	0,78	+
Frutas	8,23	16,64	-	14,50	13,06	+
Grasas y aceites	2,57	4,97	-	2,81	3,90	-
Huevos	2,45	2,60	-	2,46	2,23	+
Leche	15,96	32,91	-	17,16	25,83	-
Productos lácteos	1,31	1,12	+	2,78	0,88	+
Pan y galletitas	18,25	29,8	-	16,98	23,40	-
Verduras y leg.	24,72	49,3	-	28,15	38,70	-
Infusiones y especias	1,52	4,34	-	1,96	3,41	-
Total	127,16	218,68	-42%	158,58	171,85	-8%
En pesos a mayo de 2002						
Valor de la canasta	\$ 274	\$ 357	-23%	\$ 357	\$ 280	+27%

Fuente: Estimaciones y propias y datos del INDEC.

<sup>a</sup> Se considera un matrimonio entre 30 y 59 años y 3 hijos, dos menores de 9 y un varón entre 13 y 15 años.

<sup>b</sup> Se considera un matrimonio entre 30 y 59 años y 2 hijos, un varón entre 7 y 9 y una mujer entre 13 y 17 años.

En el caso de los hogares no pobres las deficiencias no parecen importantes, considerando además que nuestras estimaciones no han tenido en cuenta las cantidades de alimentos consumidos fuera del hogar, que son más relevantes en este grupo. Algunos signos obedecen, seguramente, a un cambio de gustos<sup>17</sup> tal como la sustitución de leche por derivados lácteos, el consumo de otro tipo de verduras más livianas que las papas y batatas y la disminución de grasas y condimentos.

17. La CBA corresponde a una estimación de 1985.

Los valores de las canastas se actualizaron a mayo del 2002 con los IPCs correspondientes a la agregación efectuada, y permiten observar que los gastos en alimentos resultan 23% más bajos en el caso de los pobres y 27% superiores para el resto de las familias. Los gastos que corresponden a las cantidades de subsistencia que surgen de las estimaciones son \$ 52 y \$ 77 respectivamente, con lo que podría pensarse que muchas familias están muy lejos del valor de los promedios indicados y que las deficiencias se verían profundizadas actualmente debido al empobrecimiento de la población.

En las familias pobres podemos observar que los alimentos que tienen un gran aporte nutricional, tales como, las verduras, frutas y leche, presentan un déficit mayor al promedio. Considerando que la mayoría de los planes de ayuda que suministran alimentos, lo hacen en una caja que contiene alimentos del tipo no perecedero, vale preguntarse sobre la efectividad de los mismos. En este sentido los planes que consisten en ayudas monetarias o *tickets* que les permitan adquirir también alimentos del tipo de los mencionados, podrían contribuir –en la medida que el dinero sea efectivamente canalizado hacia alimentos– de manera más efectiva. Los programas sociales orientados a brindar una copa de leche en las escuelas, alimentos de este tipo a los comedores o el fomento de proyectos como las huertas comunitarias constituyen, también, otra forma de mejorar la calidad nutricional de la alimentación de las familias más carenciadas.

Queda pendiente para próximos trabajos, la evaluación de este tipo de políticas destinadas a mejorar el nivel de nutrición (PINSTRUP-ANDERSEN; CAICEDO, 1978) y consideramos que tanto la metodología empleada, como nuestras estimaciones podrían ser de utilidad para el cálculo de elasticidades calorías y proteínas necesarias a tal fin.

### REFERENCIAS

- BERGES, M.; CASELLAS, K. *Preferencias en canales de distribución y nivel de ingresos: un análisis para alimentos frescos*. In: REUNIÓN ANUAL DE LA AAEA, 32., Montevideo, 2001.
- COX, T.; WOHLGENANT, M. Prices and quality effects in cross – sectional demand analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 68, n. 4, 1986.
- HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, 1979.
- HEIEN, D.; WESSELLS, C. Demand system estimation with microdata: a censored regression approach. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 8, 1990.
- HEIEN, D.; DURHAM, C. A test of the habit formation hypothesis using household data. *The Review of Economics and Statistics*. v. 73, issue 2, p. 189-199, 1991.
- INDEC – Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. *Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares 1996-97*. INDEC, 1998.

INTRILIGATOR, M.; BODKIN, R.; HSIAO, C. *Econometric models: techniques and applications*. Prentice Hall Ed., 1996.

PARK, J; HOLCOMB, R.; RAPER, K. C.; CAPPS JR., O. A demand systems analysis of food commodities by U.S. households segmented by income. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 78, 1996.

PINSTRUP-ANDERSEN, P; CAICEDO, E. The potential impact of changes in income distribution on food demand and human nutrition. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 60, n. 3, 1978.

SHONKWILER, J.; YEN, S. T. Two-step estimation of a censored system of equations. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 81, 1999.

## Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

### Editorial

#### Coordenação

Iranilde Rego

#### Supervisão

Marcos Hecksher

#### Revisão

Lucia Duarte Moreira

Alejandro Sainz de Vicuña

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Miriam Nunes da Fonseca

Tamara Sender

#### Capa

Francisco Sassi

Patrícia Campos

#### Editoração

Roberto das Chagas Campos

Bruno Caixeta Rose

Camila Guimarães Simas

Carlos Henrique Santos Vianna

Leandro Daniel Ingelmo (estagiário)

#### Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, 9º andar

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

#### Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50 – 6º andar (Grupo 609)

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3515-8426

Fax: (21) 3515-8402

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

### Comitê Editorial

#### Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES

9º andar, sala 908

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br