

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

COMPORTAMENTO DOS PREÇOS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS UTILIZANDO MICRODADOS DE PREÇOS AO CONSUMIDOR

Rebecca Barros e Sílvia Matos

A IMPUTAÇÃO DA RENDA DO NÃO TRABALHO NA PESQUISA MENSAL DE EMPREGO

Rafael Perez Ribas e Ana Flávia Machado

RESERVAS INTERNACIONAIS PARA O BRASIL: PATAMARES ÓTIMOS E CUSTOS FISCAIS

Christian Vonbun

ESCOLARIDADE E DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS ENTRE O SETOR PRIVADO E O SETOR PÚBLICO NO BRASIL

Breno Braga, Sergio Firpo e Gustavo Gonzaga

LONGE DOS PARTIDOS E PERTO DA FEDERAÇÃO: UMA AVALIAÇÃO DOS GASTOS MUNICIPAIS NA SAÚDE PÚBLICA

Thiago Caliari, Ricardo Machado Ruiz e Ana Maria H. C. Oliveira

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro – Samuel Pinheiro Guimarães Neto



**Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Mário Lisboa Theodoro

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

Corpo Editorial

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

Editor

Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti

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

Coeditores

Miguel Nathan Foguel

Maurício Cortez Reis

Membros

Carlos Henrique Leite Corseuil

Eduardo Pedral Sampaio Fiúza

Elcyon Caiado Rocha Lima

Eustáquio José Reis

Fernando Veloso

Lauro Roberto Albrecht Ramos

Rodrigo Reis Soares

Samuel de Abreu Pessôa

Secretária-Executiva

Angélica Ferreira de Barros

pesquisa e planejamento econômico - ppe

ipea

Pesquisa e Planejamento Econômico v. 1 – n.1 – jun. 1971.

Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1990 – v. – quadrimestral.

Título anterior: Pesquisa e Planejamento v. 1, n. 1 e 2, 1971

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

1. Economia – Pesquisa – Periódicos. 2. Planejamento Econômico – Brasil. I. Brasil.
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

ISSN - 0 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou o da Secretaria de Assuntos Estratégicos.

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

SUMÁRIO

- COMPORTAMENTO DOS PREÇOS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS
UTILIZANDO MICRODADOS DE PREÇOS AO CONSUMIDOR** 341
Rebecca Barros e Sílvia Matos
- A IMPUTAÇÃO DA RENDA DO NÃO
TRABALHO NA PESQUISA MENSAL DE EMPREGO** 365
Rafael Perez Ribas e Ana Flávia Machado
- RESERVAS INTERNACIONAIS PARA O BRASIL:
PATAMARES ÓTIMOS E CUSTOS FISCAIS** 397
Christian Vonbun
- ESCOLARIDADE E DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS
ENTRE O SETOR PRIVADO E O SETOR PÚBLICO NO BRASIL** 431
Breno Braga, Sergio Firpo e Gustavo Gonzaga
- LONGE DOS PARTIDOS E PERTO DA FEDERAÇÃO:
UMA AVALIAÇÃO DOS GASTOS MUNICIPAIS NA SAÚDE PÚBLICA** 465
Thiago Caliarí, Ricardo Machado Ruiz e Ana Maria H. C. Oliveira

NOTA DO CORPO EDITORIAL

A Editoria da revista *Pesquisa e Planejamento Econômico* relaciona a seguir, com o merecido destaque, os membros da comunidade acadêmica brasileira que, na condição de *referees*, colaboraram em 2009 para a preservação da qualidade desta publicação.

Adelar Fochezatto, Adolfo Sachsida, Ajax Moreira, Alexis Maka, Alex Luiz Ferreira, Ana Flávia Machado, Ana Lúcia Kassouf, Ana Luíza Barbosa, André Filipe Zago de Azevedo, André Luiz Chagas, André Reisen, Antonio Carvalho Campos, Antonio Carlos Fiorêncio Cunha, Aguinaldo Nogueira Maciente, Angelo Costa Gurgel, Bernardo Queiroz, Betânia Peixoto, Bruno Aurichio, Carlos Enrique Gutierrez, Carlos Ferreira, Carlos Henrique Leite Courseuil, Carlos Wagner de Albuquerque Oliveira, Celso Campos, Cláudio Hamilton Matos dos Santos, Cleomar Gomes, Christian Vonbun, Cristiano Fernandes, Cristine Pinto, Daniel da Mata, Daniel Santos, Danielle Carusi, Denise Lobato Gentil, Edson Paula Domingues, Eduardo Pedral Sampaio Fiúza, Elaine Toldo Pazello, Elcyon Caiado Rocha Lima, Emerson Marinho, Enlinson Mattos, Eurilton Araújo, Eustáquio José Reis, Fabiana Rocha, Fabiana de Felício, Fabio Giambiagi, Fábio Soares, Fábio Waltenberg, Fabrício Linhares, Fernando Botelho, Fernando Holanda Filho, Fernando Oliveira, Fernando Perobelli, Fernando Puga, Fernando Veloso, Flavia Chein, Flavia Graminho, Gabriel Hartung, Guilherme Irfi, Guilherme Oliveira Lima Marques, Gustavo Franco, Gustavo Gonzaga, Hamilton Kai, Heleno Pioner, Honório Kume, Heron do Carmo, Jaimilton Carvalho, Joana Monteiro, Joaquim Bento Ferreira Filho, João Azevedo, João Manoel Pinho de Mello, João Paulo Faleiros, João Sicsú, José Gustavo Feres, José Francisco Soares, José Luiz Rossi Júnior, José Pereira, José Raimundo Carvalho Júnior, Juliano Assunção, Lauro Roberto Albrecht Ramos, Leonardo Carvalho, Leonardo Monastério, Luciano Oliveira, Luiz Alberto D'Ávila de Araujo, Luiz Fernando Rangel, Luiz Fernando de Paula, Luiz Guilherme Scorzafave, Manoel Carlos Pires, Marcelo Cunha Medeiros, Marcelo Mello, Marcelo Portugal, Marcio Antonio Salvato, Márcio Cruz, Marcos Mendes, Marcos Rangel, Maria Araujo, Maria Carolina Lima, Maria Dolores Diaz, Mário Jorge Mendonça, Marta Castilho, Maurício Bittencourt, Maurício Zevallos, Naércio Aquino Menezes-Filho, Napoleão Silva, Nelson Leitão Paes, Nelson Silva, Oswaldo Fonseca, Paulo Augusto Britto, Pedro Olinto, Phillippe Leite, Priscilla Tavares, Rafael Osório, Rafael Ribas, Ralph Silva, Raul Silveira Neto, Regina Madalozzo, Renato Perim Colistete, Renaut Michel Barreto e Silva, Ricardo Ehlers, Ricardo Pereira, Roberto Tatiwa Ferreira, Roberto Meurer, Roberto Pires Messenberg, Rodolfo Hoffmann, Rodrigo Menon Simões Moita, Rodrigo Moura, Rodrigo Reis Soares, Romero Rocha, Ronaldo Seroa da Motta, Rosane Mendonça, Rosangela Cavaleri, Roseli da Silva, Rudi de Castro, Samuel de Abreu Pessoa, Sandro Carvalho, Sergei Soares, Sergio Firpo, Sérgio Kannebley Jr., Sergio Sakurai, Simone Wajnman, Solange Gouvêa, Steven Helfand, Thomas Wu, Victor Gomes e Silva, Vera Lúcia Fava, Vladimir Ponczek, Waldyr Areosa.

COMPORTAMENTO DOS PREÇOS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS UTILIZANDO MICRODADOS DE PREÇOS AO CONSUMIDOR*

Rebecca Barros**

Silvia Matos***

Utilizando uma base de microdados inédita, este trabalho apresenta as principais características do comportamento de preços individuais para a economia brasileira. Acima de todas as economias já analisadas, o Brasil possui uma frequência mediana de variação de preços de 54,8%, o que implica, pela mensuração indireta, uma duração de 1,3 mês. Assim como as evidências internacionais: *i*) o comportamento dos preços entre os produtos é heterogêneo; *ii*) não há evidência de rigidez para baixo nos preços; e *iii*) as variações individuais de preços são de grande magnitude se comparadas aos resultados agregados.

1 INTRODUÇÃO

O comportamento dos preços individuais acarreta uma série de desdobramentos cujos impactos teóricos são amplamente debatidos na literatura, mas cujas evidências empíricas ainda carecem de maior investigação. A falta de compreensão sobre o comportamento individual dos preços dá margem a distintas abordagens para a análise de aspectos que vão desde a velocidade e intensidade de transmissão da política monetária aos movimentos da taxa de câmbio real. Além disso, podemos ainda mencionar que o melhor entendimento da estratégia de *price setting* das firmas levaria ao aprimoramento da modelagem teórica, cujas abordagens e conclusões podem sofrer alterações expressivas na presença de fatos estilizados constatados pela literatura empírica.

A ausência de estudos que pudessem apresentar empiricamente um diagnóstico do processo de definição e o grau de rigidez de preços nos países deveu-se menos à relevância do tema e mais à indisponibilidade de informações estatísticas no nível de microdados que pudessem servir de base para estas análises. Há até bem pouco tempo os dados disponíveis permitiam apenas a realização de estudos pontuais, concentrados em mercados específicos, não havendo possibilidade de realizar análises generalizadas aos diversos setores da economia.¹ Estes, por sua vez, apontavam para a existência de uma rigidez de preços elevada, onde, em média, os preços se modificavam a cada 12 meses.

* Os autores agradecem à equipe do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (Ibre/FGV), em especial a Andre Furtado Braz e João Luis Ferreira Chaves o apoio metodológico e computacional. Os autores também agradecem os comentários e sugestões de dois pareceristas anônimos. Os erros remanescentes são de responsabilidade dos autores e as opiniões expressas não refletem as posições da FGV ou do Ibre.

** Doutora em economia (EPGE/FGV) e economista do Ibre/FGV.

*** Doutoranda em economia (EPGE/FGV) e economista do Ibre/FGV.

1. Cecchetti (1986), Carlton (1986), Blinder *et al.* (1998), entre outros.

Esse campo de estudo ganhou impulso recentemente devido ao acesso dos pesquisadores a microdados abrangentes, normalmente associados às pesquisas de índices de preços ao consumidor (IPCs) dos países. Bils e Klenow (BK) (2002), valendo-se de dados do Bureau of Labor Statistics (BLS), utilizados para a construção do Consumer Price Index (CPI) americano, deram início a esta nova geração de artigos. Esse estudo alterou dramaticamente o consenso predominante até então, pois concluiu que a duração média dos preços era de apenas 4,3 meses e não mais de 12 meses. Simultaneamente, uma série de estudos utilizando bases de dados similares para diversos outros países começou a surgir, ainda sem chegar a conclusões definitivas, porém aprimorando sensivelmente a compreensão acerca do tema. Antigos elementos estão finalmente sendo investigados empiricamente, como a heterogeneidade setorial, a assimetria e as magnitudes de variações de preços entre os produtos.

Os estudos empíricos foram realizados para países em períodos e condições inflacionárias distintos, mas o caso brasileiro, que conta com um manancial de circunstâncias propícias a esses estudos, pouco foi contemplado. Em Barros e Schechtman (2001) foram feitas análises sobre a distribuição de preços dos itens que compõem o IPC do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (Ibre/FGV), mas ainda sem explorar os microdados. Ferreira (1994) procurou testar a existência de rigidez para o caso brasileiro utilizando uma pequena amostra de dados desagregados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Mais recentemente, Gouvêa (2007), utilizando uma significativa amostra para os microdados do Ibre/FGV, iniciou as investigações para o Brasil. Finalmente, Lopes (2008) investigou o caso da cidade de São Paulo utilizando dados da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe).

A cobertura da amostra do presente estudo, com continuidade nos itens elementares, abrange o período de abril de 1996 a agosto de 2007, e, portanto, até onde temos conhecimento, é o maior horizonte de tempo com dados de frequência mensal já utilizado neste tipo de pesquisa. Adicionalmente, devido a uma particularidade metodológica do IPC/FGV, a coleta de preços para uma grande parte dos produtos ocorre decenalmente, permitindo, portanto, investigações em frequências superiores às mensais.²

No período analisado, a inflação brasileira atravessou uma fase de grande oscilação dentro do horizonte observado. Até dezembro de 1998, o Brasil vivia sob o regime de câmbio fixo, rompido em janeiro de 1999 após não mais resistir às sucessivas crises cambiais internacionais. Nesse momento, o país experimentava os menores níveis inflacionários jamais vistos em décadas. Em particular, o mês de janeiro de 1999 foi o que apresentou a menor inflação acumulada em 12 meses

2. Este artigo ainda não contempla as análises com frequência superior à mensal.

pelo IPC/FGV de todo o período analisado – 1,0%. Em seguida, após sofrer o impacto da desvalorização cambial do real de mais de 50% contra o dólar, a inflação estabilizou-se, a partir do ano de 2000, em torno dos 6%, e seguiu nessa trajetória até meados de 2002.

Com a retomada da pressão cambial devido às incertezas com a política a ser adotada com a provável vitória do partido de oposição, iniciou-se um novo período de elevação inflacionária, dessa vez muito mais pujante, que culminou com a sua elevação a 16,9%, em maio de 2003. Dissipadas as desconfiças após a adoção de políticas macroeconômicas ortodoxas, a inflação retoma o caminho da estabilidade e inicia o seu processo de arrefecimento, atingindo, no final do período amostral, valores próximos dos 4,0% ao ano (a.a.).

Analisar o impacto dessas oscilações macroeconômicas na estratégia de precificação das firmas não é o objetivo deste trabalho, que se resume a documentar os principais fatos estilizados relativos ao comportamento dos preços ao consumidor no Brasil, no período da amostra. A pretensão deste trabalho ainda não foi explorar essas particularidades, e sim suprir uma lacuna empírica e apresentar os principais fatos estilizados sobre o processo de definição de preços ao consumidor final no país.³ Esta é a primeira vez que o conjunto de dados contendo 100% dos itens elementares utilizados para a construção do IPC/FGV foi investigado, portanto, era imprescindível, neste momento, consolidar o conhecimento acerca das características fundamentais dos preços da economia brasileira antes de iniciar estudos mais específicos.

O objetivo deste artigo é descrever alguns dos principais fatos estilizados do comportamento dos preços ao consumidor no Brasil, em linha com a literatura nacional e internacional de evidências microeconômicas de *price-setting*. Ao longo do artigo, serão citadas as motivações para que se justifique a relevância de se estudar cada um desses fatos, porém sem o propósito de exaurir os desdobramentos de cada tópico na literatura teórica ou empírica da área.

De todas as economias já cobertas por esse tipo de estudo, a economia brasileira apresentou a maior frequência de variação de preços. No caso brasileiro, pelo menos, metade das firmas modifica seus preços em 54,8% dos meses, o que implica uma duração mediana de 1,3 mês.

As taxas de variação de preços individuais são de grande magnitude se comparadas ao valor da inflação agregado. Isto não contraria os modelos de custo de ajustamento *à la* custo de menu, e pode ser explicado pela elevada presença de variações negativas de preços, que respondem por mais de um terço das modificações mensais.

3. Para uma análise do comportamento dos preços e o ambiente macroeconômico, ver Barros, Bonomo, Carvalho e Matos (BBCM) (2009).

A presença de heterogeneidade setorial, consenso na literatura empírica, foi corroborada também para o caso brasileiro. Temos como exemplo o caso dos alimentos *in natura*, liderando a lista, com 66,2% dos seus itens variando a cada mês. Enquanto isso, no outro extremo, há os itens como serviços médicos, cuja frequência de variação foi de apenas 5,0%. Agrupando as estatísticas para os 12 meses do ano, não encontramos evidência de sazonalidade nos dados agregados.

O restante deste artigo está organizado como se segue. A seção 2 descreve em detalhes o banco de dados utilizado no trabalho e os tratamentos estatísticos realizados na base. Em seguida, a seção 3 apresenta os fatos estilizados para a economia brasileira. Na seção 4 é feito um estudo comparativo com as evidências internacionais. Por fim, a seção 5 apresenta as conclusões e possíveis extensões da linha de pesquisa na área.

2 DESCRIÇÃO E TRATAMENTO DA BASE DE DADOS

2.1 Descrição da base de dados do IPC/FGV

A base de dados deste trabalho foi composta a partir dos preços utilizados para calcular o IPC pelo Ibre/FGV. O Ibre/FGV calcula o IPC desde 1944, mas infelizmente os dados primários não foram armazenados para todo esse período. Por outro lado, os dados atualmente disponíveis abrangem mais de 11 anos de pesquisa sistemática, de março de 1996 a agosto de 2007, com a cobertura de 100% do IPC brasileiro, totalizando mais de 9 milhões de cotações de preços de itens ativos, isto é, que estavam fazendo parte efetivamente do cálculo do IPC no momento.⁴

Todos os dados utilizados referem-se aos itens mais desagregados da cesta de consumo utilizada para o cálculo do IPC e foram coletados diretamente pela equipe de coletores do Ibre/FGV nos locais de compra, seja através de *palm tops*, seja através do preenchimento de formulários. Utilizando o jargão interno do Ibre/FGV, nos referiremos a esses itens individuais como “insumos” a partir de agora.

Os insumos são identificados por uma chave, através da qual é possível obter a completa descrição de características do produto, como marca, tamanho, embalagem, modelo, além da cidade, do bairro e do estabelecimento onde foi feita a coleta. Pode-se citar como exemplo do grau de detalhamento da informação sobre o insumo o sabão em pó em embalagem de 500g da marca Omo do tipo multiação, no supermercado X, localizado no bairro Y da capital Z.

Adicionalmente, a cotação de preço é registrada com data precisa da coleta, e não apenas o mês de referência, e pode vir acompanhada de comentários que os

4. Em BBCM (2009) esta restrição é retirada e é utilizada uma base também com os itens inativos, totalizando mais de 22 milhões de cotações de preços.

coletores são instruídos a inserir caso haja algum movimento atípico nos preços ou algum fato relevante que mereça uma justificativa adicional.

Por se tratar de unidades de bens e serviços mais desagregadas do IPC, os insumos não constituem em si uma categoria publicada do índice e, dessa forma, não possuem uma estrutura de ponderação associada a eles. Por sua vez, conjuntos de insumos são agregados para compor os chamados produtos e estes, sim, possuem uma estrutura de ponderação estabelecida através das Pesquisas de Orçamento Familiar (POFs) realizadas periodicamente pelo Ibre/FGV. Atualmente o IPC/FGV é formado por 456 produtos, constituídos por aproximadamente 135 mil insumos.

Desde a década de 1990, ao longo de cada mês, três versões do IPC são produzidas e diferem entre si apenas pela periodicidade da coleta. Dessa forma, uma larga parte dos insumos, mais especificamente os insumos referentes a alimentação, higiene e limpeza, é coletada a cada dez dias.⁵ A consequência disso é que, até onde temos conhecimento, essa é a única base de dados que permite a realização de estudos com frequência superior à mensal.⁶

A cobertura geográfica do IPC variou durante o período de análise. Até dezembro de 2000, o índice era calculado apenas para as regiões metropolitanas (RMs) do Rio de Janeiro e São Paulo. A partir de janeiro de 2001, dez outras grandes capitais foram inseridas no cálculo: Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Florianópolis, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife e Salvador. Por fim, desde março de 2005, a pesquisa nas cinco menores cidades foi descontinuada, e atualmente a pesquisa abrange as sete maiores capitais do país.⁷

É importante destacar que durante o período de cobertura, há flutuações no número de insumos coletados, seja pela variação da cobertura geográfica seja por novas inclusões/exclusões de insumos. Entretanto, esses movimentos não implicam perda de encadeamento, uma vez que as chaves de cada insumo são mantidas e a comparabilidade preservada. Claro que a exclusão ou a inclusão de novos insumos gera problemas de truncagem à direita ou à esquerda, mas ao menos fica garantido que as comparações de preços sejam realizadas exatamente entre os mesmos insumos ao longo do tempo, e em nenhum momento enfrentamos questões de substituição, comuns a outras bases de dados.

5. Mais recentemente o IPC/FGV passou a ser calculado semanalmente, o que elevou ainda mais a frequência de coleta no mesmo estabelecimento num determinado mês.

6. A coleta de dados para o IPC do México, cujos microdados foram utilizados por Gagnon (2007), é realizada semanalmente, mas os dados são agregados e armazenados mensalmente e não há registro das informações semanais.

7. Foi descontinuada a pesquisa nas cidades de Belém, Curitiba, Florianópolis, Fortaleza e Goiânia.

2.2 A estrutura de ponderação dos dados

Como dito anteriormente, a amostra de dados se estende de abril de 1996 a agosto de 2007. Nesse período, o Ibre/FGV realizou três POFs, cujos resultados foram postos em prática nos anos de 1999, 2001 e 2004. Entre os períodos das POFs, os pesos dos produtos são modificados mensalmente de acordo com a dinâmica de preços relativos, como prevê a metodologia de Laspeyres base móvel, da qual o IPC se utiliza.

Decidimos utilizar como estrutura de ponderação os pesos da última POF do período, ou seja, janeiro de 2004. Os resultados apresentados neste trabalho, a menos que previamente mencionados, serão referentes à mediana ponderada dos dados agregados excluindo os preços administrados.

2.3 O tratamento da base de dados

Antes de iniciarmos a análise, faz-se necessário o tratamento da base de dados bruta, visto que os dados nela contidos ainda não foram submetidos a nenhum processo de crítica ou avaliação do seu conteúdo. Apesar de os pesquisadores de campo serem instruídos a verificar atentamente os preços coletados entre duas visitas ao estabelecimento pesquisado, eventualmente podem ocorrer falhas na armazenagem dos dados. Além disso, as constantes inserção e exclusão de novos insumos podem viesar o resultado final das estatísticas computadas.

Realizamos diversos procedimentos de tratamento da base, tanto no sentido de excluir cotações consideradas *outliers* quanto no de filtrar da amostra insumos pouco significativos por serem pouco longevos ou por possuírem poucas observações válidas de preços.

A extensão da base de dados nos permitiu ser conservadores nesse tratamento, de forma a garantir plena segurança nos dados efetivamente utilizados. A seguir descrevemos em mais detalhes tais procedimentos.⁸

2.3.1 Exclusão de insumos com curto período de observação

Por se tratar de uma pesquisa cujo objetivo principal é o de identificar as características dos preços dos produtos no varejo, e o fato de observarmos que as estatísticas são intertemporalmente sensíveis, procuramos trabalhar apenas com insumos que apresentassem uma trajetória longa o suficiente para que os resultados encontrados tivessem representatividade estatística.

De forma *ad hoc*, excluímos da amostra os insumos que não possuíam trajetória superior a 5 anos de observação, ou seja, 60 meses. Acreditamos que este

8. Nas análises apresentadas não consideramos imputação de preços não observados. Ver BBCM (2009) para uma discussão detalhada sobre o assunto.

seja um período extenso o suficiente para garantir confiabilidade estatística para as nossas análises. De um total de 135.434 insumos, foram preservados 31.774 na amostra.

2.3.2 Exclusão de insumos com poucos preços válidos observados

Outro fator que procuramos evitar foi o da inclusão de insumos com poucos preços válidos, dessa forma excluímos aqueles que continham mais de 30% dos meses sem cotação de preços. Ademais, retiramos da amostra insumos cuja ausência sequencial de preços tenha se mantido por um período superior a 12 meses.

O objetivo desse tratamento, além de procurar evitar viesar as estatísticas, foi também o de garantir que estávamos tratando efetivamente de insumos válidos. Em conversa com os coordenadores da pesquisa de preços do Ibpe/FGV, fomos instruídos a proceder dessa forma, visto que não era esperado que um insumo pudesse manter-se sem informação por um período elevado e em seguida voltar a ter cotações sem que suas características individuais fossem alteradas (ou seja, deveriam ser considerados como outro insumo). Esses procedimentos eliminaram outros 2.207 insumos, resultando em um total de 29.537 insumos efetivamente utilizados para os cálculos dos resultados apresentados neste trabalho.

A princípio, esses tratamentos podem parecer extremamente rigorosos, mas destacamos que ainda dispomos, em média, de 65 longas e compactas trajetórias individuais de preços para representar cada produto do IPC, número bastante representativo.

2.3.3 Tratamento de outliers

O tipo de falha nas cotações de preços mais comum é o gerado por erro de digitação, sendo o exemplo mais frequente a falha na digitação das unidades.⁹ Neste caso, não há como verificar se houve tal falha a não ser pela consulta ao coletor, que é feita apenas no momento do fechamento do índice mensal. Entretanto, mesmo que confirmado o problema, não há uma correção dessas cotações no Banco de Preços, o que as mantém intactas assim como foram coletadas.

Para solucionar essa e outras modalidades de erro humano na imputação dos dados, adotamos um critério *ad hoc*, similar ao adotado por Klenow e Kryvstov (2008), que foi o de excluir da amostra cotações cujos preços excedessem o fator de dez para números superiores e nove para inferiores com relação ao seu antecessor.

2.3.4 O tratamento dos descontos temporários de preços (promoções)

Dentro da literatura de *price setting* há um grande debate sobre como tratar os descontos temporários de preços, a forma como eles se comportam e se devem

9. Por exemplo, um produto que custava R\$ 1,99 é registrado como tendo preço de R\$ 19,9.

ou não ser considerados nos cálculos das estatísticas da área. Trabalhos recentes mostram que as promoções representam parcelas significativas das variações de preços de varejo. De acordo com Klenow e Kryvstov (2008), elas representam 11% das cotações e 20% das variações de preços são devidas a elas nos Estados Unidos. Nakamura e Steinsson (2008) encontraram que a frequência mediana de variação de preços também nos Estados Unidos pode se alterar de 8,7% para 19,4%, dependendo do tratamento dado a esses descontos temporários. Para o Brasil, Barros e Ayres (2009) encontraram que as promoções podem representar mais de 7% das cotações de preços e ser responsáveis por cerca de 20% das mudanças de preços.

Se as promoções devem ou não ser consideradas na análise ainda não é consenso na literatura, e é uma área ainda a ser explorada em maior profundidade. Não é ambição deste artigo abordar o tema e, diante disso, optamos por excluir da análise os preços promocionais.

Definimos como promoção, assim como Kackmeister (2002), todo evento onde os preços se reduzem em um determinado mês e reverteriam ao mesmo nível no mês subsequente. Mais especificamente:

$$p_{prom,jt}^n = \emptyset \text{ caso}$$

$$p_{jt-1}^n = p_{jt+1}^n \text{ e } p_{jt-1}^n > p_{prom,jt}^n$$

Obviamente este é um critério que é passível de críticas, e poderia ser estendido para comportar retornos a preços diferentes do anterior às promoções. Entretanto é o que acreditamos ser mais conservador e mais apropriado, do nosso ponto de vista, dentro do escopo deste artigo.

2.3.5 O tratamento dos bens administrados

O Brasil possui em seu IPC produtos com preços que ficaram conhecidos como preços livres, que são os que têm a sua variação derivada a partir das forças de mercado; e os administrados, cujos limites são definidos em esferas estatais, ou por contratos predefinidos de médio e de longo prazos. Estes últimos, pela natureza da construção de seus preços, possuem uma baixa frequência de variação, em geral de um ano. Atualmente, em torno de 30% da ponderação dos produtos do IPC são de bens cujos preços são considerados administrados.

A sua exclusão para o cálculo das estatísticas é um tema também controverso, visto que a sua ortogonalidade com o nível de atividade econômica é discutível. Embora os preços desses produtos apresentem uma inércia maior e respondam mais lentamente às pressões de oferta e demanda de mercado, eles não são dissociados do ritmo da economia no médio prazo.

Dessa forma, decidimos computar as estatísticas agregadas excluindo os produtos administrados, contudo, calculamos os resultados considerando também a sua inclusão. Esses resultados serão apresentados sempre que se mostrarem relevantes.

3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL

A seguir são apresentados os principais resultados empíricos encontrados no trabalho. Esses resultados são sensíveis às hipóteses utilizadas tanto no tratamento da base de dados quanto na metodologia de cálculo das estatísticas de tendência central dos dados.

3.1 Resultados agregados

Sejam $n = 1, \dots, N$ os produtos do IPC e $j = 1, \dots, J$ os insumos de cada um desses produtos a cada mês $t = 1, \dots, T$. Dessa forma, p_{jt}^n refere-se ao preço do insumo j relativo ao produto n coletado no mês t . Para manter a coerência, trabalharemos, neste momento, apenas com as últimas cotações de preços a cada mês, ou seja, quando houver mais de um, utilizaremos sempre o coletado mais próximo ao final do mês.

3.1.1 Frequência de movimentos de preços

Em modelos macroeconômicos, em geral, a frequência de variação de preços está associada à velocidade de resposta dos índices de preços a choques, idiossincráticos ou agregados, o que estaria diretamente ligado ao impacto real desses choques na economia. Em modelos de *time series* mais recentes (BOIVIN, GIANNONI e MIHOV, 2009; MACKOWIAK, MOENCH e WIEDERHOLT, 2009) este *mapping* não se tem mostrado indiferente à natureza dos choques e, aparentemente, os índices responderiam mais rapidamente a choques específicos do que a choques macroeconômicos. Essas recentes evidências, entretanto, não reduzem a relevância de se estudar a frequência de variações de preços, dada, principalmente, a sua relação com a função impulso-resposta dos preços a choques macroeconômicos.¹⁰

A frequência de variação de preços neste trabalho foi calculada da seguinte forma. Sejam:

$$I_{jt}^n = 1 \text{ se } p_{jt}^n \neq p_{jt-1}^n \text{ e } p_{jt}^n, p_{jt-1}^n \neq \emptyset \text{ e} \quad (1)$$

10. Como outro exemplo da relevância de se estudar a frequência de movimentos de preços, é possível mostrar, sob certas hipóteses, que o grau de rigidez da economia pode estar diretamente relacionado à volatilidade das taxas de câmbio real entre países. Ver Kehoe e Midrigan (2007).

$$I_{jt}^n = 0 \text{ se } p_{jt}^n = p_{jt-1}^n \text{ e } p_{jt}^n, p_{jt-1}^n \neq \emptyset \quad (2)$$

os indicadores da ocorrência de variação de cada insumo dentro do produto em questão.

Para cada produto, a frequência de variação de preços no período amostral foi definida como:

$$fr^n = \frac{\sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T I_{jt}^n}{N_{jt}} \quad (3)$$

onde N_{jt} representa o número de observações para as quais o indicador I_{jt}^n foi computado. Em seguida, esses resultados foram ponderados para compor os resultados agregados do IPC como um todo.¹¹

Os resultados encontrados indicaram uma elevada frequência de variação comparada aos números internacionais. A frequência mediana de variações de preços no IPC brasileiro é de 54,8%. Esse número se reduz para 46,7% se considerarmos a média ponderada como medida de tendência central, refletindo o fato de que há produtos com baixa frequência numa cauda da distribuição. A tabela 1 resume esses resultados.

Esses números se alteram sensivelmente se incluirmos os produtos com preços administrados. De 54,8%, a frequência mediana se reduz a 43,5%, resultado esperado visto que os produtos administrados são reajustados com menor frequência.

TABELA 1

Estatísticas agregadas ponderadas: excluindo bens administrados

Frequência de movimentos de preços (%)		Magnitude (% de variação)	
Média	Mediana	Média	Mediana
46,7	54,8	1,7	1,2
Frequência de movimentos de preços (% do total)		Magnitude (% de variação)	
Positiva	Negativa	Positiva	Negativa
61,0	39,0	5,2	-13,5
Duração implícita dos preços (meses)			
Média		Mediana	
Contínua	Discreta	Contínua	Discreta
3,6	4,2	1,3	1,8

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados de preços ao consumidor do Ibre/FGV.

11. As estatísticas foram computadas para cada produto apenas, não considerando desagregações em termos de insumos. Ver BBCM (2009) para uma investigação sobre o assunto.

3.1.2 Assimetria da frequência de movimentos de preços

Do total da fração média de variação de preços, 39,0% são compostos de variações negativas e 61,0% de positivas, algo surpreendente se levarmos em conta o ambiente econômico brasileiro, com inflações positivas. Com esse resultado é possível constatar que as variações de preços não são simétricas, mas estão muito distantes de caracterizar uma economia com rigidez para baixo de preços.

Um dos principais motivos de se estudar a assimetria da frequência de movimentos dos preços diz respeito a uma indicação mais precisa da natureza dos modelos teóricos mais aderentes à realidade empírica. Os resultados aqui encontrados confirmam as evidências internacionais e também contestam os modelos tradicionais de rigidez, os quais assumem que as mudanças de preços se dariam apenas em resposta a choques agregados, predominantemente positivos, em um ambiente de inflação minimamente maior que zero (TAYLOR, 1980; CALVO, 1983; CAPLIN e SPULBER, 1987; DOTSEY, KING e WOLMAN, 1999; MANKIW e REIS 2002). Com isso, ganhariam respaldo empírico os modelos que incluem choques idiossincráticos como fatores fundamentais para as mudanças de preços (GOLOSOV e LUCAS, 2007).

3.1.3 Duração de preços

Na ausência de heterogeneidade intertemporal e intersetorial, pode-se afirmar que a estimativa da duração dos preços seria uma das principais medidas para representar o tamanho dos contratos em uma economia, o que naturalmente já justificaria uma investigação desta variável. Na literatura de modelos macroeconômicos microfundamentados, uma das questões principais a ser respondida é que tipo de modelo (puramente *time-dependent*, puramente *state-dependent* ou qualquer combinação entre esses dois extremos) encontraria mais respaldo na realidade. Modelos *time-dependent* trazem uma implicação de uma duração fixa, já os *state-dependent* associam essa duração à situação momentânea da economia.

Existem algumas abordagens para se estimar essa medida. Neste artigo apresentamos apenas os resultados da abordagem indireta, calculando-a através dos resultados individuais das frequências. A abordagem direta necessita de um tratamento estatístico mais detalhado da amostra para considerar os casos de trajetórias truncadas à direita e à esquerda.¹² Gouvêa (2007) utiliza a abordagem direta para analisar a duração dos dados brasileiros, usando um subconjunto dos dados aqui empregados. No entanto, é importante ressaltar dois pontos importantes a respeito do cômputo da duração a partir do método implícito:

12. O cálculo da duração direta das trajetórias de preços é obtido, em geral, a partir de trajetórias não censuradas, ou seja, trajetórias de preços que são iniciadas e terminadas com uma variação de preços. Entretanto, ao descartar informação há um risco de viés de seleção, pois aqueles preços que ficam mais rígidos por mais tempo possuem maior probabilidade de serem censurados. Em BBCM (2009) são apresentadas as duas metodologias.

1) Por um lado é difícil derivar a distribuição completa da duração dos preços. De acordo com Baudry *et al.* (2004), se as variações de preços forem estacionárias e homogêneas na dimensão da *cross-section*, a inversa da frequência de variação de preços converge para a duração média, considerando a hipótese de variação discreta mensal dos preços:

$$Dur_n = \frac{1}{f_j^n} \quad (4)$$

Analogamente, considerando a possibilidade de variação contínua dos preços, temos que a *duration* do produto é definida como:

$$Dur_n = \frac{-1}{\ln(1 - f_j^n)} \quad (5)$$

2) Por outro lado, na presença de heterogeneidade, a relação entre frequência e duração agregada é alterada. A duração calculada a partir da inversão da frequência agregada é menor que a média das durações calculadas em nível mais desagregado, devido à desigualdade de Jensen.¹³ Dessa forma, apresentamos apenas as estatísticas agregadas construídas a partir dos produtos.

Para a medida de duração contínua o produto mediano apresentou uma duração de 1,3 mês, ou seja, cerca de 50% dos produtos variam mensalmente.¹⁴ Em termos médios, apresentados na tabela 1, esse número se eleva substancialmente para 3,6 meses, apontando mais uma vez para a dispersão existente na distribuição da frequência dos preços entre os diferentes produtos e comprovando a presença de itens com elevada duração na cesta do IPC.

De acordo com a medida discreta o produto mediano apresentou uma duração de 1,8 mês, enquanto em termos médios essa estatística se eleva substancialmente para 4,2 meses.

3.1.4 Assimetria das taxas de variação de preços

Definindo as taxas de variação:

$$Tx_{j,t}^n = (p_{j,t}^n / p_{j,t-1}^n) - 1 \quad (6)$$

13. A desigualdade de Jensen é dada por: $(E(1/F) > 1/E(F))$, onde E representa o valor esperado e F a frequência calculada. Em BBCM (2009) são apresentadas as estatísticas agregadas calculadas a partir dos insumos individuais.

14. Considerando a estrutura de ponderação do IPC.

$$Tx_j^n = \frac{\sum_{t=1}^T Tx_{j,t}^n}{T} \quad (7)$$

$$Tx^n = \frac{\sum_{j=1}^J Tx_j^n}{J} \quad (8)$$

Em seguida, esses resultados foram agregados utilizando a estrutura de ponderação do IPC. A taxa média de variação de preços no período foi de 1,7% ao mês (a.m.), resultado acima da média mensal do IPC que foi de 0,5% no mesmo horizonte temporal. A média de variações positivas foi de 5,2% contra 13,5% de variações negativas, o que indica que as reduções de preços, quando ocorrem, são de grande magnitude.¹⁵

Os números aqui encontrados mostram que as variações positivas e negativas são consideráveis, se comparadas aos resultados agregados, um ponto que favorece a possibilidade de existência de algum custo de ajustamento de preços do tipo custo de menu.

3.2 Heterogeneidade setorial

Todas as análises realizadas até o momento basearam-se em estatísticas agregadas para o IPC brasileiro. Entretanto, uma das conclusões unânimes nos estudos já realizados em outras economias é o fato de existir uma grande heterogeneidade entre os diversos setores econômicos, de forma que qualquer agregação levaria a interpretações imprecisas dos resultados. O caso brasileiro não fugiu à regra e há evidências de elevada heterogeneidade no comportamento dos diversos preços no país.

A incorporação da heterogeneidade setorial é um dos fatores mais complexos quando se discute o aprimoramento dos modelos macroeconômicos para mapear o comportamento empírico observado, principalmente, em estudos de microdados como este. Em particular, Carvalho (2006) deriva uma nova Curva de Phillips que incorpora a heterogeneidade da rigidez de preços entre os setores. Nesse caso, ele encontra que choques monetários tendem a ter efeitos maiores e mais persistentes em uma economia com firmas heterogêneas do que em uma economia com firmas idênticas e o mesmo grau de rigidez real e nominal. O processo agregado de ajustamento a choques nominais gerado pelo modelo neste caso é mais lento na economia heterogênea em relação à economia com apenas um único setor. Ademais, ajustamentos macroeconômicos agregados mais lentos podem ser consistentes com elevada velocidade de ajustamento observada nos microdados.

Portanto, a principal recomendação de todos os estudos empíricos sobre rigidez de preços utilizando microdados é que os modelos teóricos necessitam conter ao menos

15. Neste caso, as variações nulas foram computadas como positivas.

dois setores com características de *price setting* distintas se quiserem replicar a economia. Ao que foi possível extrair desses estudos, a heterogeneidade setorial é influenciada, principalmente, pelo grau de suscetibilidade a choques de oferta, pela elasticidade renda e preço da demanda e pelo estágio de processamento industrial do bem em questão.

Na busca por agrupar os produtos em setores homogêneos, utilizamos o seguinte critério: classificamos os produtos como livres e administrados, em seguida pelo grau de comercialização (comercializáveis e não comercializáveis) e, por fim, pelo destino dos produtos. Essa classificação resultou em 17 classes, que acreditamos serem mais homogêneas e, portanto, mais apropriadas para analisar os resultados.

3.2.1 Heterogeneidade setorial: resultados

A tabela 2 apresenta os resultados agregados de acordo com o critério de classificação apresentado. Como se pode observar, os dados brasileiros corroboram o fato de que se faz necessária a segmentação setorial para replicar, em modelos teóricos, a estrutura de *pricing* da economia.

TABELA 2
Estatísticas por classes de produtos

	Frequência (%)		Duração ¹	Magnitude (Variação %)	Frequência (% do total)		Magnitude (Variação %)	
	Média	Mediana	Mediana	Mediana	Positiva	Negativa	Positiva	Negativa
Preços livres								
Não comercializáveis								
Alimentação fora de casa	13,6	13,2	7,042	0,88	73,41	26,59	1,42	-15,04
Serviços de residência	26,9	38,2	2,078	1,09	60,42	39,58	2,37	-11,67
Serviços de transportes	24,0	11,1	8,483	0,83	60,53	39,47	2,12	-14,16
Serviços médicos	6,5	5,0	19,532	0,67	65,05	34,95	1,11	-21,06
Serviços pess. e rec.	12,9	10,3	9,196	0,65	61,07	38,93	2,84	-19,43
Serviços educacionais	10,7	9,6	9,956	0,71	76,54	23,46	0,97	-11,24
Comercializáveis								
Alimentos <i>in natura</i>	62,4	66,2	0,922	4,62	52,33	47,67	17,54	-22,98
Alimentos processados	58,0	59,1	1,117	1,42	55,00	45,00	6,12	-11,60
Artigos de residência	44,5	48,9	1,489	1,27	56,75	43,25	5,26	-12,23
Vestuário	61,5	65,5	0,939	4,88	51,92	48,08	17,24	-23,16
Leitura e recreação	22,3	19,9	4,517	1,31	60,23	39,77	3,26	-15,82
Auto e acessórios	50,6	44,4	1,703	0,90	57,07	42,93	2,50	-6,83
Outras despesas	17,8	11,0	8,611	0,61	68,96	31,04	1,33	-10,18
Higiene e cuidados pessoais	43,1	45,4	1,652	1,35	56,30	43,70	4,99	-13,42
Combustíveis e lubrificantes	48,4	53,7	1,299	0,94	56,39	43,61	2,73	-6,75
Preços administrados								
Serviços federais	27,0	28,2	3,024	0,67	67,62	32,38	1,53	-8,02
Serviços municipais	12,2	16,6	5,521	0,88	79,77	20,23	0,98	-5,92

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados de preços ao consumidor do Ibrpe/FGV.

Nota: ¹ Continua em meses.

Sob essa classificação, os alimentos *in natura* apresentaram a maior frequência mediana, 66,2%, seguidos de perto pelo vestuário com 65,5%. No extremo oposto, os serviços, mais especificamente os serviços médicos, com 5,0% e os serviços educacionais com 9,6%, apresentaram uma reduzida frequência e, conseqüentemente, uma duração mais elevada, de 19,5 e 10,0 meses, respectivamente.

É possível notar a heterogeneidade entre as classes também a partir da proporção de reajustes positivos e negativos, por exemplo, enquanto quase mais de 75% das variações dos serviços educacionais são positivos, a classe vestuário possui uma distribuição quase simétrica entre os aumentos e as reduções de preços.^{16, 17}

3.3 Hazard function

Finalmente, para completar a análise descritiva dos fatos estilizados, utilizamos uma abordagem não paramétrica (Kaplan-Meier) da função de risco (*hazard*) na amostra. A função de risco informa sobre a probabilidade da ocorrência de um determinado evento investigado (variação de preço) condicionada à sobrevivência no tempo t . Mais precisamente, ela fornece, para cada duração, em meses, a probabilidade de observarmos uma nova variação de preço.

Em termos matemáticos a função de risco $h(t)$ é dada por:

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)}$$

em que $f(t)$ é a função de densidade de probabilidade de o preço variar no período t e $S(t)$ é a função de sobrevivência, a qual mede a probabilidade de o preço não variar pelo menos até o período t .

Em primeiro lugar há diversos métodos de estimação dessa função, tais como métodos paramétricos, semiparamétricos e não paramétricos. Em particular, nos métodos paramétricos e semiparamétricos o modelo amplamente utilizado é o modelo de risco proporcional, ou seja, a razão entre duas funções de risco para dois indivíduos distintos não varia com o tempo:

$$h(t/x) = h_0(t)\Omega(x, \beta)$$

onde $\Omega(x, \beta)$ é alguma função de x , em que x representa um vetor de variáveis explicativas e β o vetor correspondente dos coeficientes a serem estimados e que

16. Uma possível explicação para a simetria da classe vestuário é a sazonalidade dos produtos comercializados, o que gera uma redução significativa e generalizada de preços em períodos de mudança de estação.

17. Os resultados desagregados para todos os produtos do IPC podem ser solicitados às autoras.

descrevem como cada variável característica afeta a probabilidade de variação de preço. Observa-se também que $\Omega(x = 0, \beta) = 1$ e $h_0(t)$ é uma função risco quando com $x = 0$, denominada *baseline hazard function*. O modelo é denominado proporcional, pois se as variáveis explicativas forem centralizadas, de forma que um item com $x = 0$ tenha valores iguais às médias populacionais, então $h_0(t)$ representará a função risco de um item “médio” na população analisada. Consequentemente, o efeito das variáveis explicativas é mensurado através da multiplicação da função risco do item médio, $h_0(t)$, por alguma função $\Omega(x, \beta)$ dos desvios das variáveis explicativas de seus valores médios.

Por este método obtém-se o efeito marginal de cada uma das variáveis explicativas sobre a função de risco esperada. No método paramétrico, as funções específicas mais usadas para $h_0(t)$ são a exponencial, Weibull e log-logística. A escolha da distribuição adequada deve ser feita com base nas características de cada uma delas e sua relativa adequação ao fenômeno analisado. Em particular, a distribuição exponencial assume que a função risco é constante no tempo. Por sua vez, a distribuição de Weibull flexibiliza a parametrização exponencial, permitindo uma função de risco crescente ou decrescente. Já a distribuição log-logística contempla uma função de risco sem comportamento monotônico.

Este método possui algumas limitações. Por um lado é necessário especificar a função h_0 , por outro, quando há presença de heterogeneidade não observada, as estimativas obtidas podem ser viesadas. Como há pouca flexibilidade na abordagem paramétrica, esse procedimento é pouco utilizado. Para contornar esse problema, modelos não paramétricos ou semiparamétricos são bastante utilizados. Em particular, no modelo semiparamétrico de Cox, a função $h_0(t)$ depende apenas do tempo, sem possuir uma distribuição paramétrica. O componente paramétrico do modelo é dado pela função $\Omega(x, \beta) = \exp(x'\beta)$. Embora o procedimento de Cox dispense hipóteses acerca da forma funcional da função $h_0(t)$, ao adotar a hipótese de proporcionalidade, ela restringe a maneira pela qual as variáveis explicativas afetam a função de risco.

Neste artigo optou-se por utilizar o método não paramétrico de Kaplan-Meier, de acordo com outros estudos similares para outros países (DHYNE *et al.*, 2006; DIAS, MARQUES e SILVA, 2005; HIGO e SAITA, 2007).¹⁸ Neste método a estimação é implementada sem que se faça nenhuma hipótese sobre a distribuição de probabilidade do tempo das funções $f(t)$ e $S(t)$. Pela estimativa de Kaplan-Meier a função de risco é calculada como:

$$h(t) = \frac{m_t}{n_t}$$

18. Serão objeto de pesquisa futura duas alternativas de estimações da função de risco que incorporam a heterogeneidade não observada entre os diversos produtos: uma abordagem semiparamétrica com especificação paramétrica da heterogeneidade (NAKAMURA e STEINSSON, 2008) e uma estimação paramétrica, mas que contemple uma especificação não paramétrica da heterogeneidade (ALVAREZ, BURRIEL e HERNANDO, 2005).

onde m_t representa o número de falhas registradas, ou seja, a quantidade de variações de preços que ocorreram no instante t e n_t representa a população existente antes que a mudança ocorresse.

Em segundo lugar, é importante ressaltar que diferentes teorias de *price setting* geram diferentes formatos da função de risco. Como mencionado anteriormente, os modelos microfundamentados de *price setting* podem ser classificados em dois grandes grupos: modelos *time-dependent* e modelos *state-dependent*. No primeiro grupo a probabilidade condicional de variação de preços depende apenas do período ao qual o preço é fixado, ou seja, a *hazard function* tem um formato fixo em termos de duração de preço. Em particular, se estamos em um modelo de Calvo (1983), a função de risco é constante, pois a cada período apenas uma fração das firmas ajustará os seus preços. Por sua vez, no modelo de Taylor, o valor da função de risco é zero em todos os períodos exceto no período prefixado no contrato. Já no segundo grupo, a probabilidade condicional de variação de preços depende das variáveis de estado da economia, como preços relativos e taxa de inflação da economia. Em particular, no artigo de Dotsey, King e Wolman (1999) os autores mostram que a função de risco é crescente no estado estacionário do modelo apresentado, ou seja, quanto mais tempo o preço se mantém fixo, o preço relativo observado se desviará do preço relativo ótimo, então a probabilidade condicional de variação do preço se eleva à medida que este permanece constante.

De acordo com os resultados empíricos obtidos até então, a *hazard* agregada estimada mostrou-se decrescente, ou seja, haveria uma menor probabilidade de reajuste de preço quanto maior for o período do último reajuste, um resultado que contradiz a teoria de rigidez de preço discutida anteriormente (ver gráfico 1). Esse resultado pode ser explicado pelo viés de agregação. Mais especificamente, se agregarmos um bem que possui elevada flexibilidade de preço a outro bem com uma rigidez de preço maior, a *hazard* agregada converge para a *hazard* do bem com maior duração.¹⁹

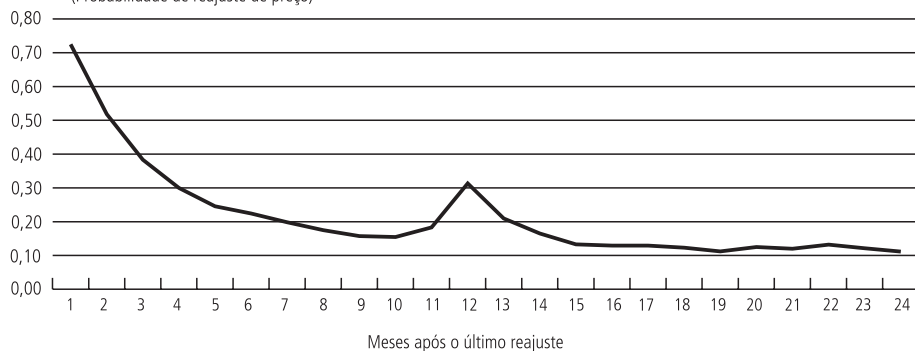
Outro aspecto a ser ressaltado do gráfico 1 é que existe maior probabilidade de reajustes de preços após 12 meses sem reajuste, o que indica a existência de regras de reajustes de preços *à la* Taylor (1980), ou seja, alguns reajustes de preços ocorrem apenas nas datas prefixadas nos contratos.

Para reduzir o viés de agregação, calculamos a função de risco para cada classe discutida anteriormente. Como esperado, observamos características muito distintas entre os diversos setores. Nos gráficos 2 e 3, apresentamos as funções de risco para as classes de alimentos *in natura* e serviços educacionais, respectivamente. Note que nos alimentos *in natura* há alta probabilidade de reajustes nos primeiros meses logo após o último reajuste, enquanto na classe de serviços educacionais, esta probabilidade é muito baixa, exceto em datas específicas que acreditamos que sejam as datas de vencimento dos contratos (12, 18 e 24 meses).

19. Para a descrição deste resultado, ver Alvarez, Burriel e Hernando (2005).

GRÁFICO 1
Hazard function agregada

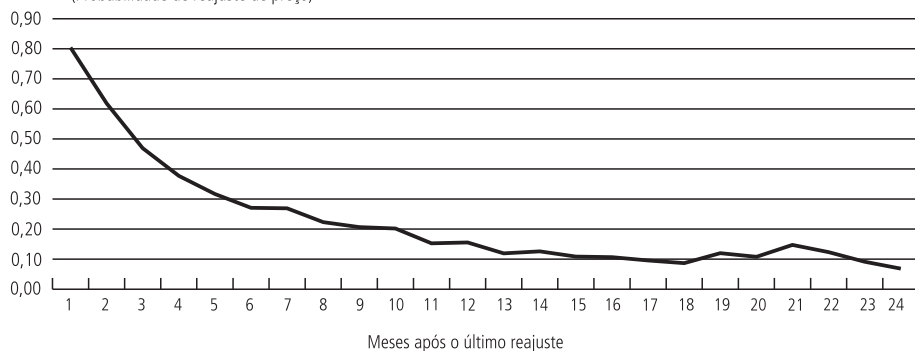
(Probabilidade de reajuste de preço)



Fonte: Elaboração própria com base nos microdados de preços ao consumidor do Ibre/FGV.

GRÁFICO 2
Hazard function: classe selecionada – alimentos *in natura*

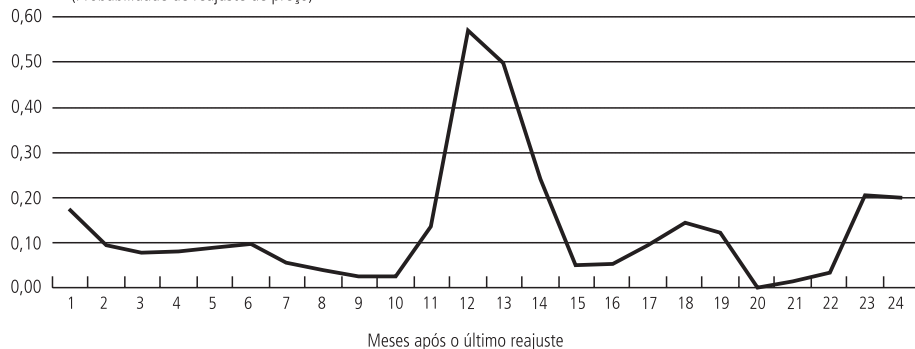
(Probabilidade de reajuste de preço)



Fonte: Elaboração própria com base nos microdados de preços ao consumidor do Ibre/FGV.

GRÁFICO 3
Hazard function: classe selecionada – serviços educacionais

(Probabilidade de reajuste de preço)



Fonte: Elaboração própria com base nos microdados de preços ao consumidor do Ibre/FGV.

Para reduzir ainda mais o viés de agregação, estimamos pelo mesmo método as *hazard functions* para cada produto que pertença à classe alimentos *in natura*. Mesmo assim, os principais resultados qualitativos permanecem. Resultado similar foi obtido por Nakamura e Steinsson (2008), mesmo aplicando um método semi-paramétrico de estimação que inclui uma especificação paramétrica para controlar a heterogeneidade dos diversos produtos do CPI americano.

4 EVIDÊNCIAS INTERNACIONAIS

Como já havíamos mencionado, o início das pesquisas com microdados abrangendo a estrutura ampla de preços ao consumidor se deu apenas recentemente, mais especificamente com o artigo de Bils e Klenow em 2002. Esse artigo alterou sobremaneira o consenso que até então prevalecera de que os preços se modificavam, em média, a cada 12 meses.

Utilizando a tábua de *Commodities and Services Substitution Rate*, que mede, entre outras coisas, a incidência mensal de variação de preços a cada produto para os anos de 1995 a 1997 do BLS, com uma cobertura em torno de 70% do CPI americano, eles verificaram que a frequência mediana de variação de preços era de 20,9%, implicando uma duração de 4,3 meses. Filtrando linearmente as promoções, essa duração elevava-se para 5,5 meses.²⁰ Os resultados para os diversos segmentos da economia mostraram-se heterogêneos, principalmente entre produtos como os alimentos *in natura* e outros produtos com pouco valor adicionado ao longo da cadeia produtiva e os mais industrializados. Os autores concluem que a inflação seria mais volátil e menos inercial do que previam os modelos de *price setting* tradicionais à la Calvo e Taylor.

Nakamura e Steinsson (2008) confrontaram os resultados de BK utilizando, no lugar da tábua de substituições, os dados do CPI Research Database, também do BLS, que se constitui dos preços efetivos para cada item elementar utilizado no cálculo do IPC americano. A frequência mediana encontrada para o período de 1998 a 2005 foi de 19,4%, resultando em uma duração de 4,6 meses.

O tratamento dos descontos temporários foi realizado excluindo-se da amostra os preços marcados com a anotação de promoções. Nesse caso, a frequência mediana se reduziu substancialmente para 11,1%, provocando uma elevação na duração para 11 meses, resultado similar ao consenso que prevalecia anteriormente ao artigo de Bils e Klenow (2002).

Assim como os resultados encontrados para o caso brasileiro, Nakamura e Steinsson (2008) não encontraram evidências de rigidez para baixo nos preços, uma vez que constataram que um terço das variações de preços seria negativo.

20. Os dados não permitiam um tratamento específico para cada produto.

Uma comprovação adicional da relevância do tema que aqui estudamos, além dos esforços individuais dos pesquisadores, é o empenho conjunto dos economistas do Eurosystem (reunião de bancos centrais dos países que utilizam o euro como moeda) com a criação de um grupo de estudo na área denominado Inflation Persistence Network (IPN). A base de dados abrange informação dos IPC's de dez países, coletadas pelo National Statistical Institutes (NSI's) local. Dhyne *et al.* (2005) apresentam detalhadamente a cobertura temporal e o universo de produtos analisados em cada país.²¹

De acordo com essa base de dados, a frequência mensal de variação de preços na zona do euro é de apenas 15,1%, o que resulta em uma duração de 13 meses. A heterogeneidade entre os países não se mostrou significativa. Entretanto, mais uma vez, foi observada uma grande diferença nos diagnósticos entre produtos, resultado robusto que se manteve em todos os países analisados.

Gagnon (2007) analisou os microdados de preços médios mensais para a economia mexicana, computados pelo Banco do México para o período de janeiro de 1994 a dezembro de 2004. Os dados mexicanos têm a particularidade de abranger um momento econômico peculiar: em novembro de 1994, a taxa de inflação, que estava em torno de 6,5%, atingiu 92% em abril de 1995 e, no ano seguinte, reduziu-se novamente para valores inferiores a dois dígitos.

O foco do trabalho foi menos o de gerar fatos estilizados e mais o de encontrar os fatores determinantes para a frequência agregada dos preços. Entretanto, ajustando os dados para garantir comparabilidade com os estudos para a zona do euro e dos Estados Unidos, Gagnon encontrou que a frequência média de variação de preços para o México situou-se entre os da economia americana (NK ainda não havia sido publicado) e a europeia, na maior parte do tempo. A menos do período de elevada inflação, quando foi de três meses, a duração de preços mexicana situou-se entre seis e dez meses.

4.1 Comparação com o caso brasileiro

Para favorecer a comparabilidade entre os resultados internacionais e os encontrados para a economia brasileira no que diz respeito à frequência de variações de preços, construímos cestas de bens similares às utilizadas nos estudos acima descritos. Nas tabelas 3 e 4, encontram-se os resultados para as frequências de variações de preço agregadas entre os grupos e os tipos de bens de acordo com a classificação utilizada nos diversos artigos citados.

Os resultados para o Brasil, agregados em grupos similares, confirmam a maior volatilidade dos preços brasileiros, comprovada pelas estatísticas agregadas. A exceção foram os energéticos, que, por uma particularidade da economia brasileira que

21. Alemanha, Áustria, Bélgica, Finlândia, França, Itália, Luxemburgo, Países Baixos, Portugal e Espanha.

possui boa parte dos preços dos seus combustíveis regulada, apresentaram uma frequência abaixo da verificada nos Estados Unidos e países da Zona do Euro.

TABELA 3

Comparações internacionais: agregação 1

(Em %)

	Brasil	Zona do euro – IPN ¹	Estados Unidos ¹	México ²
	Abr./1996 – ago./2007	Jan./1996 – dez./2000	Jan./1995 – dez./1997	Jul./2000 – jun./2002
Inflação média	6,50	1,60	2,30	4,40
Frequência por tipo de bem				
Alimentos não processados	66,2	28,3	47,7	55,0
Alimentos processados	59,1	13,7	27,1	20,0
Bens industriais (ex. energia)	58,2	9,2	22,4	39,3
Energia	53,7	78,0	74,1	16,8
Serviços	11,3	5,6	15,0	8,9

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados de preços ao consumidor do Ibre/FGV, Dhyne *et al.* (2005) e Gagnon (2007).

Notas: ¹ Inflation Persistence Network (IPN). Ver Dhyne *et al.* (2005).

² Ver Gagnon (2007).

TABELA 4

Comparações internacionais: agregação 2

(Em %)

	Brasil	Estados Unidos ¹		México ²	
	Abr./1996 – ago./2007	Jan./1995 – dez./1997	Mar./1995 – fev./1997	Jul./2000 – jun./2002	Jan./2003 – dez./2004
Inflação média	6,50	2,30	27,90	4,40	3,80
Frequência por tipo de bem					
Alimentação	58,9	25,3	39,5	35,2	33,8
Artigos de residência	48,9	26,4	27,1	17,5	17,2
Vestuário	65,5	29,2	27,0	14,4	9,1
Transporte	35,2	39,5	44,6	19,6	19,9
Serviços médicos	26,9	9,3	17,1	10,2	11,4
Recreação	11,5	11,3	11,1	7,3	11,8
Outros	32,2	11,0	20,1	14,6	15,2

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados de preços ao consumidor do Ibre/FGV, Bils e Klenow (2002) e Gagnon (2007).

Notas: ¹ Inflation Persistence Network (IPN). Ver Dhyne *et al.* (2005).

² Ver Gagnon (2007).

5 CONCLUSÃO

Os trabalhos desta linha de pesquisa ainda estão distantes de atingir uma maturação. Mais especificamente, no caso de estudos com base na economia brasileira, estes trabalhos estão apenas se iniciando. De fato, o Banco de Preços do Ibre/FGV nunca havia sido explorado para fins de pesquisa até recentemente, e apenas servia como alimentador para o cálculo dos índices de preços da FGV.

Devido à recente viabilidade de estudos utilizando bases mais abrangentes tanto no sentido intertemporal quanto interprodutos, ainda há uma vasta gama de questões a ser explorada nesta literatura. Entre as que destacamos, e nas quais estamos baseando as nossas próximas pesquisas, encontram-se: *i*) o desenvolvimento de metodologias para reduzir o viés de agregação; *ii*) o desenvolvimento de metodologias para computar estas estatísticas ao longo do tempo; *iii*) a análise da interdependência dessas variáveis com o nível de atividade e consequentemente com o grau de intensidade da política monetária; e *iv*) em uma abordagem mais microeconômica, a realização de um estudo acerca da motivação e da dinâmica de preços promocionais.

ABSTRACT

Using an original micro database, this paper presents the main stylized facts from individual consumer price behavior in the Brazilian economy. Among all analyzed countries, Brazil has the highest median frequency of price changes of 54.8% per month, which implies, through an indirect approach, a median duration of 1,3 months. In accordance with the international evidence: *i*) we observe a marked degree of heterogeneity in the price setting behavior; *ii*) we do not find evidence of downward price rigidity; *iii*) the size of the individual price changes are large as compared to the aggregate measure.

REFERÊNCIAS

- ALVAREZ, L.; BURRIEL, P.; HERNANDO, I. *Do decreasing hazard functions for price changes make any sense?* 2005 (ECB Working Paper, n. 461).
- BARROS, R.; AYRES, J. *How do temporary sales behave in a variable macroeconomic environment?* 2009. Mimeografado. Disponível em: <<http://virtualbib.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE09/paper/view/1118>>
- BARROS, R.; BONOMO, M.; CARVALHO, C.; MATOS, S. *Price setting in a variable macroeconomic environment: evidence from Brazilian CPI.* 2009. Mimeografado. Disponível em: <www.aeaweb.org/aea/conference/program/retrieve.php?pdfid=487>
- BARROS, R.; SCHECHTMAN, J. Medidas de núcleo de inflação para a economia brasileira: utilização de médias aparadas utilizando o IPC-DI/FGV. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29., Salvador, 2001. *Anais...* Salvador, BA: ANPEC, dez. 2001.
- BAUDRY, L.; LE BIHAN, H.; SEVESTRE, P.; TARRIEU, S. *Price rigidity in France – evidence from consumer price micro-data.* 2004 (ECB Working Paper, n. 384).

- BILS, M.; KLENOW, P. *Some evidence on the importance of sticky prices*. 2002 (NBER Working Paper, n. 9.069).
- BLINDER, A.; CANETTI, E.; LEBOW, D.; RUDD, J. *Asking about prices*. New York: Russell Sage Foundation, 1998.
- BOIVIN, J.; GIANNONI, M.; MIHOV, I. Sticky prices and monetary policy: evidence from disaggregated U.S. Data. *American Economic Review*, v. 99, p. 350-384, Mar. 2009.
- CALVO, G. Staggered prices in a utility maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, p. 383-398, 1983.
- CAPLIN, A.; SPULBER, D. Menu costs and the neutrality of money. *Quarterly Journal of Economics*, v. 102, n. 4, p. 703-725, 1987.
- CARLTON, D. W. The rigidity of prices. *American Economic Review*, v. 76, n. 4, 637-658, 1986.
- CARVALHO, C. Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks. *Frontiers of Macroeconomics*, v. 2, n. 1, article 1, 2006.
- CECCHETTI, S. The frequency of price adjustment: a study of the newsstand prices of magazines. *Journal of Econometrics*, v. 31, p. 255-274, 1986.
- DHYNE, E.; ALVAREZ, L.; BIHAN, H.; VERONESE, G.; DIAS, D.; HOFFMANN, J.; JONKER, N.; LUNNEMANN, P.; RUMLER, F.; VILMUNEN, J. *Price setting in the Euro Area: some stylized facts from individual consumer price data*. 2005 (ECB Working Paper, n. 524).
- _____. Price changes in the Euro Area and the United States: some facts from individual consumer price data. *Journal of Economic Perspectives*, v. 20, p. 171-192, 2006.
- DIAS, D.; MARQUES, R.; SILVA, J. *Time or state dependent price setting rules? Evidence from Portuguese micro data*. 2005 (ECB Working Paper, n. 511).
- DOTSEY, M.; KING, R.; WOLMAN, A. State-dependent pricing and the general equilibrium dynamics of money and output. *Quarterly Journal of Economics*, v. 114, n. 2, p. 655-690, 1999.
- FERREIRA, S. *Inflação, regras de reajuste de preços e busca sequencial: uma abordagem sob a ótica da dispersão de preços relativos*. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 1994.
- GAGNON, E. *Price setting under low and high inflation: evidence from Mexico*. Federal Reserve Board, 2007 (International Finance Division Papers, n. 896).
- GOLOSOV, M.; LUCAS, R. Menu costs and Phillips curves. *Journal of Political Economy*, v. 115, p. 171-199, 2007.
- GOUVÊA, S. *Price rigidity in Brazil: evidence from CPI micro data*. Bacen, 2007 (Working Paper, n. 143).
- HIGO, M.; SAITA, Y. *Price setting in Japan: evidence from CPI micro data*. Bank of Japan. 2007 (Working Paper Series, n. 07-E-20).
- KACKMEISTER, A. *Has retail price behavior changed since 1989? Evidence from Microdata*. Dissertation (Ph.D.) – University of California, Berkeley, 2002.
- KEHOE, P.; MIDRIGAN, V. *Sticky prices and sectoral real exchange rates*. Federal Reserve Bank of Minneapolis, 2007 (Working Paper, n. 656).

KLENOW, P.; KRYVSTOV, O. State-dependent or time-dependent pricing: does it matter for recent U.S. inflation. *Quarterly Journal of Economics*, v. 123, p. 863-904, Aug. 2008.

LOPES, L. *A rigidez nominal de preços na cidade de São Paulo – evidências baseadas em microdados do Índice de Preços ao Consumidor*. Universidade de São Paulo, 2008. Mimeografado.

MACKOWIAK, B.; MOENCH, E.; WIEDERHOLT, M. Sectoral price data and models of price setting. *Journal of Monetary Economics*, v. 56, n. S, p. S78-S99, Oct. 2009.

MANKIW, N.; REIS, R. Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the new Keynesian Phillips curve. *Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 4, p. 1.295-1.328, 2002.

NAKAMURA, E.; STEINSSON, J. Five facts about prices: a reevaluation of menu cost models. *Quarterly Journal of Economics*, v. 123, n. 4, p. 1.415-1.464, 2008.

TAYLOR, J. Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, v. 88, p. 1-23, 1980.

(Originais submetidos em novembro de 2008. Última versão recebida em janeiro de 2010. Aprovada em fevereiro de 2010.)

A IMPUTAÇÃO DA RENDA DO NÃO TRABALHO NA PESQUISA MENSAL DE EMPREGO*

Rafael Perez Ribas**

Ana Flávia Machado***

O painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), é uma das bases de dados mais ricas do Brasil para investigações de fenômenos relativos ao mercado de trabalho. Entretanto, seu questionário traz apenas informações relativas à renda do trabalho. Este artigo propõe uma nova forma de imputar a renda do não trabalho utilizando um sistema de equações estimado com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), também do IBGE. Além de descrever o modelo de imputação e sua consistência, o artigo levanta alguns fatos estilizados sobre pobreza e desigualdade em regiões metropolitanas (RMs) brasileiras. Os resultados contemplam basicamente os seguintes pontos: sazonalidade e tendência da pobreza e da desigualdade; taxas de transição para fora e para dentro da pobreza; e comparação entre as incidências de pobreza crônica e pobreza observada.

1 INTRODUÇÃO

A pobreza, definida como uma situação de incapacidade de suprir necessidades básicas, pode ser medida por intermédio de indicadores de renda ou de consumo comparados a um valor mínimo de referência ou linha de pobreza. No Brasil, a disponibilidade quase anual da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) que contém informações sobre diversas fontes mensais de renda das famílias, concretizou a abordagem monetária na mensuração do bem-estar da população, particularmente com o uso da renda domiciliar *per capita*. Entretanto, a PNAD dispõe de informações referentes somente ao mês de setembro de cada ano e entrevista as pessoas residentes em cada domicílio, uma única vez. Tal estrutura amostral limita a investigação longitudinal de indicadores socioeconômicos, assim como a análise dinâmica de eventos compartilhados por cada família ou indivíduo.

Neste sentido, a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), também do IBGE, pode ser uma base de dados mais rica para a investigação de tendências, mobilidade e transições socioeconômicas. A PME é uma pesquisa domiciliar de periodicidade mensal, que apresenta um esquema de amostragem igual ao do US Current Population Survey (CPS). De modo a se ter maior segurança nas comparações mensais de suas estatísticas

* Os autores agradecem a Paulo Picchetti, Fábio Monteiro Vaz, Guilherme Issamu Hirata e Marcelo Côrtes Neri, por sugestões prévias a este trabalho, e a Sergei Soares, Ana Maria Hermeto de Oliveira e a dois avaliadores anônimos, por críticas e sugestões ao presente artigo.

** Doutorando em Economia da University of Illinois at Urbana-Champaign (UIUC).

*** Professora Associada do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG).

e sem impor cansaço aos informantes por serem entrevistados repetidas vezes, a PME adota um esquema de rotação de painéis. Esse esquema de rotação, chamado 4-8-4, determina que um mesmo domicílio seja entrevistado durante quatro meses seguidos, ficando fora da amostra nos oito meses seguintes e retornando à pesquisa para mais quatro entrevistas mensais (IBGE, 2007).

Se a organização da PME facilita a investigação de fenômenos dinâmicos, ela também apresenta, por outro lado, suas próprias limitações. A primeira limitação é a cobertura da amostra. A pesquisa não é representativa de todo o território nacional, ela só cobre as regiões metropolitanas (RMs) do Rio de Janeiro, de São Paulo, de Porto Alegre, de Belo Horizonte, de Recife e de Salvador. Ou seja, a PME só contempla cerca de 25% da população brasileira. A outra limitação está relacionada ao tema básico da pesquisa. A PME tem como objetivo o levantamento de questões unicamente relacionadas com o mercado de trabalho. Por essa razão, além de não conter diversas questões relacionadas à condição de vida da população como na PNAD, a informação de renda da PME é restrita a rendimentos do trabalho. Embora tal fonte de rendimento represente, em média, mais de 70% da renda dos domicílios brasileiros (BARROS, CURY e ULYSSEA, 2007), esta informação por si só não é suficiente para o levantamento dos recursos disponíveis por família e consequente análise do bem-estar da população.

Alguns estudos buscaram realizar tal tipo de análise utilizando somente a informação de renda do trabalho como *proxy* para a disponibilidade de recursos. Como exemplos, podemos citar Barros, Mendonça e Neri (1995), Rocha (1996) e Machado, Ribas e Penido (2007). Estudos como estes são frequentemente criticados por utilizarem uma medida subestimada de renda domiciliar que implica estimativas enviesadas da distribuição de renda.

A proposta deste artigo é aumentar a utilidade da atual PME através da imputação dos demais rendimentos domiciliares, possibilitando o levantamento de estatísticas socioeconômicas que não podem ser estimadas por meio de outra pesquisa domiciliar no Brasil. Para imputar as outras fontes de renda (juros, aluguéis, aposentadorias e pensões, transferências privadas e governamentais) e com isso assegurar uma estimativa mais consistente da distribuição da renda domiciliar, adaptamos a técnica proposta por Elbers, Lanjouw e Lanjouw (2003) de transpor variáveis de uma base de dados à outra. No nosso caso, imputamos os rendimentos do não trabalho na PME através de um sistema de equações estimado com os dados da PNAD.¹

Além de descrever o modelo de imputação e sua consistência em termos de reprodução na PME dos mesmos indicadores da PNAD, o artigo levanta alguns fatos estilizados sobre pobreza e desigualdade em RMs brasileiras. Os resultados

1. Este processo de imputação da renda do não trabalho na PME já foi utilizado por Machado e Ribas (2008).

contemplam basicamente os seguintes pontos: sazonalidade e tendência da pobreza e da desigualdade; taxas de transição para fora e para dentro da pobreza;² e comparação entre as incidências de pobreza crônica e pobreza observada.

Os resultados apontam que o processo sugerido de imputação da renda do não trabalho mostrou-se consistente quando comparamos as estatísticas da PME (imputada) e da PNAD. Após esta imputação, identificamos que, além de suas tendências, os números de pobreza e desigualdade nas RMs brasileiras apresentam certo padrão sazonal. Além disso, evidenciamos um elevado padrão de mobilidade para dentro e para fora da pobreza e da indigência entre os domicílios. O resultado desta mobilidade é que os indicadores socioeconômicos, calculados com base na renda domiciliar *per capita* levantada na PNAD, podem estar sobre-estimados.

2 POBREZA E DESIGUALDADE NAS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS

Estudos mostram que a desigualdade de renda no Brasil vem sofrendo redução nos primeiros anos deste século (BARROS *et al.*, 2006). Essa redução é atribuída, em parte, a movimentos favoráveis no mercado de trabalho, como aumento do salário mínimo (SM) e redução da taxa desemprego, como também aos programas de transferência do governo, em especial o Bolsa Família. No âmbito das metrópoles, este comportamento é também verificado. O gráfico 1 mostra a evolução do índice de Gini por RM, calculado com base na renda domiciliar *per capita*, incluindo todas as fontes de rendimentos.³ A queda mais expressiva no índice de Gini ocorre na RM de Salvador (de 0,62 para 0,58) e na RM de São Paulo (de 0,57 para 0,54). É interessante notar que a RM de São Paulo assim como a de Recife apresentaram altas taxas de desemprego e de inatividade no período. Contudo, estas RMs também apresentaram as maiores reduções no desemprego até 2006 (MACHADO e MACHADO, 2007).

Por outro lado, este mesmo comportamento de queda não é inteiramente identificado na variação da proporção de pobres. Para o cálculo da proporção de pobres, assim como de indigentes ou extremamente pobres, utilizamos sempre como referência neste artigo as linhas de pobreza e indigência calculadas por World Bank (2006),⁴ deflacionadas de acordo com Corseuil e Foguel (2002).

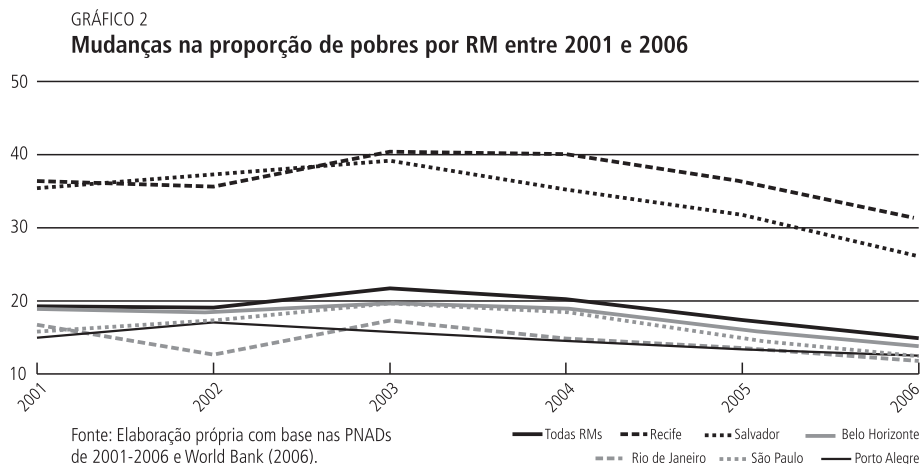
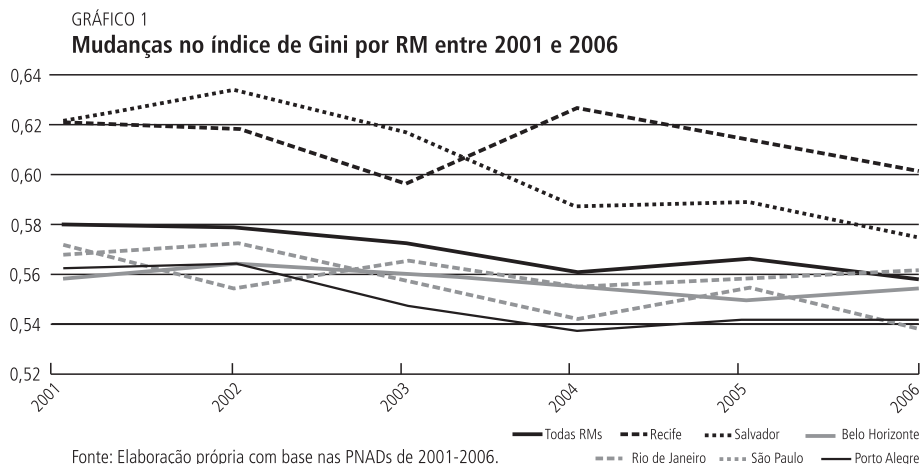
Como pode ser visto no gráfico 2, constatamos que a proporção de pobres nas RMs aumenta até 2003, diminuindo a partir de então. A exceção foi a RM de Porto Alegre, que experimenta redução já em 2002. Este aumento na pobreza

2. Estas taxas de transição já foram analisadas por Barros, Mendonça e Neri (1995) e Machado, Ribas e Penido (2007), porém utilizando uma definição de renda domiciliar que só contempla os rendimentos do trabalho.

3. Para mais detalhes sobre o cálculo da renda domiciliar *per capita*, ver Soares (2006).

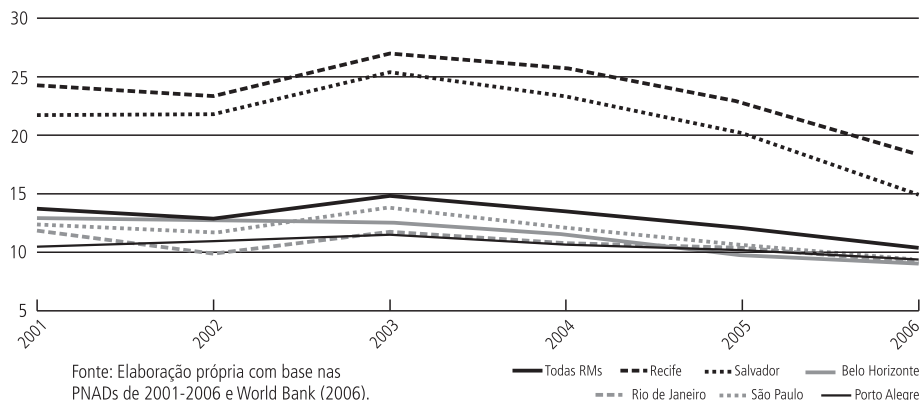
4. Ver valores no anexo (tabela A.1).

como um todo acompanha a tendência de crescimento observada desde 1995, no chamado processo de urbanização da pobreza (NERI, 2005). Após 2003, quando a pobreza é reduzida em todas as RMs, a RM de Salvador apresenta a redução mais acelerada, acompanhando a forte queda na desigualdade.



As variações na proporção de indigentes nas RMs, no gráfico 3, são as mesmas constatadas em relação às taxas de pobreza. No entanto, a RM de Belo Horizonte apresenta uma redução monotônica na indigência entre 2001 e 2006, atingindo a menor incidência entre as RMs em 2006. Novamente, a redução mais acelerada parece ser na RM de Salvador, seguida da RM de Recife. Atualmente, a proporção de indigentes nestas RMs está em menos de 15%, enquanto, nas demais, a incidência da indigência está em menos de 5%.

GRÁFICO 3

Mudanças na proporção de indigentes por RM entre 2001 e 2006**3 DIFERENÇAS E SEMELHANÇAS ENTRE A PME E A PNAD**

A PME, do IBGE, é uma pesquisa amostral domiciliar de periodicidade mensal que abrange seis RMs – Rio de Janeiro, São Paulo, Porto Alegre, Belo Horizonte, Recife e Salvador.

De janeiro de 1980 a janeiro de 1982, a PME era parte integrante da PNAD, utilizando-se do mesmo desenho amostral. De fevereiro a maio de 1982, iniciou-se a implantação gradativa de reformulações na amostra com introdução de um questionário mais amplo. Este questionário deveria ser respondido por pessoas com dez ou mais anos de idade residentes no domicílio selecionado para a amostra. Para obter resultados para cada RM separadamente, a PME incorporou aspectos de um plano amostral autoponderado. Dentro de cada RM, a probabilidade de um domicílio ou de uma pessoa qualquer pertencer à amostra era constante e igual à fração amostral (IBGE, 1998a).

Para atender às mudanças na estrutura produtiva, na alocação da mão de obra e nas relações de trabalho, juntamente com as recomendações da Organização Internacional do Trabalho (OIT) para a investigação da força de trabalho, o IBGE realizou, no início da década de 2000, uma revisão da PME em todos os seus aspectos, metodológicos e processuais. Assim, em março de 2002, foi a campo uma nova PME (IBGE, 2007).⁵

Em relação ao desenho amostral, a nova PME, assim como a PNAD, utiliza uma amostra probabilística de domicílios, estratificada e conglomerada em dois

5. Os principais objetivos da revisão foram: implementação de algumas mudanças conceituais no tema trabalho; ampliação da investigação para se ter melhor conhecimento da população economicamente ativa (PEA) e da população em idade ativa (PIA); e melhor operacionalização dos quesitos para captação das informações de forma a aprimorar a mensuração dos fenômenos (IBGE, 2007).

estágios, para cada RM de abrangência da pesquisa.⁶ Dentro de cada RM, municípios e pseudomunicípios⁷ correspondem, cada um, a estratos independentes de seleção, garantindo assim o espalhamento da amostra. Assim, em cada município ou pseudomunicípio é feita a seleção das unidades primárias de amostragem (UPAs) e, posteriormente, das unidades secundárias de amostragem (USAs). Como no caso da PNAD em RMs, as UPAs na PME são os setores censitários,⁸ enquanto as USAs são as unidades domiciliares. Finalmente, ambas as pesquisas possuem aspectos de um plano amostral autoponderado dentro de cada RM (IBGE, 2003, 2007).⁹

A tabela 1 apresenta as frações de amostragem, o número de unidades domiciliares, de setores censitários e de municípios selecionados na PME, enquanto a tabela 2 apresenta os mesmos valores para a PNAD. Cabe notar que, apesar de possuírem um plano amostral semelhante, existem algumas diferenças entre as pesquisas no número de municípios e de setores censitários selecionados por RM e, conseqüentemente, na fração amostral. Contudo, a variação no tamanho da amostra é pequena.

TABELA 1

Composição da amostra da PME de 2002

RM	Fração amostral	Número de municípios	Número de setores	Número de domicílios
Recife	1/200	14	261	4.715
Salvador	1/200	10	243	4.684
Belo Horizonte	1/200	33	359	6.644
Rio de Janeiro	1/500	19	406	7.576
São Paulo	1/700	39	431	7.820
Porto Alegre	1/200	30	329	5.773
Total	-	145	2.029	37.212

Fonte: IBGE (2007).

6. Em municípios que não são autorrepresentativos e que não pertencem a uma RM, a amostra da PNAD é obtida em três estágios de seleção.

7. Pseudomunicípios são conjuntos de municípios de menor porte em quantidade de domicílios segundo o Censo Demográfico de 2000. O tamanho desses pseudomunicípios deve ser suficiente para que o valor mínimo de UPAs seja selecionado.

8. Em ambas as pesquisas, um setor selecionado no início da década permanece na amostra por toda a década. Contudo, substituições podem ocorrer em função de esgotamento de unidades domiciliares para seleção; em caso de áreas de alta periculosidade; e quando há extinção da maioria das unidades domiciliares em função de inundações etc. A substituição de um setor é feita por outro com características semelhantes.

9. Isto implica que, em função do crescimento ou decréscimo natural do setor, observado através da operação anual de listagem, a quantidade de unidades domiciliares a serem selecionadas pode aumentar ou diminuir.

TABELA 2

Composição da amostra da PNAD de 2002 nas regiões metropolitanas

RM	Fração amostral	Número de municípios	Número de setores	Número de domicílios
Recife	1/200	14	314	5.138
Salvador	1/200	10	303	5.173
Belo Horizonte	1/350	26	248	4.283
Rio de Janeiro	1/550	19	438	7.144
São Paulo	1/800	35	463	7.651
Porto Alegre	1/200	29	397	6.772
Total	-	133	2.163	36.161

Fonte: IBGE (2003).

Outra semelhança entre a PNAD e a PME, implementada a partir de 2002, é a forma de levantamento da renda habitual do trabalho. Em ambas as pesquisas, entende-se como rendimento habitual (ou normalmente recebido) do trabalho o rendimento em dinheiro e o valor, real ou estimado, dos produtos ou mercadorias dos ramos compreendidos por agricultura, silvicultura, pecuária, extração vegetal, pesca e piscicultura, provenientes do trabalho principal, do trabalho secundário e dos demais trabalhos que a pessoa ganha habitualmente naquele mês em que se insere a semana de referência da pesquisa. Em ambos os casos, não é investigado o valor da produção para consumo próprio (IBGE, 1998b, 2002, 2003, 2007).

Para empregados e trabalhadores domésticos, considera-se a remuneração bruta mensal a que normalmente teriam direito trabalhando o mês completo.¹⁰ Em caso de remuneração variável, considera-se a remuneração que a pessoa ganha em média, referente ao mês em que se insere a semana de referência da pesquisa. Não é incluído como rendimento do trabalho dos empregados a parcela recebida em benefícios, como moradia, alimentação, roupas, vales-refeição, alimentação e transporte.¹¹ Para os empregadores e os conta-própria, considera-se a retirada mensal que é normalmente feita. Quando o rendimento é variável, toma-se a retirada média mensal, correspondente ao mês de referência do ano da pesquisa. Essa retirada é entendida como o rendimento bruto da pessoa que explorava um empreendimento, descontadas as despesas efetuadas, tais como pagamento de empregados, matéria-prima, energia elétrica e telefone. Para a pessoa licenciada por instituto de previdência, investigou-se o rendimento bruto mensal normalmente

10. A remuneração bruta não exclui o pagamento do salário família, nem os descontos correspondentes aos pagamentos de taxas, impostos e contribuições. Por outro lado, ele não inclui o 13º salário (14º, 15º etc.) e a participação nos lucros paga pelo empreendimento aos empregados.

11. Os empregados e trabalhadores domésticos que recebiam apenas alimentação, roupas, medicamentos etc., à guisa de rendimento de trabalho, são incluídos no grupo "sem rendimento de trabalho".

recebido, como auxílio-doença, auxílio por acidente de trabalho etc., no mês de referência do ano da pesquisa (IBGE, 1998b, 2002, 2003, 2007).¹²

A vantagem da PNAD, em termos de rendimentos, é que ela investiga a renda mensal de outras fontes para pessoas com dez anos ou mais de idade. Estas outras fontes incluem: o rendimento mensal, normalmente recebido no mês de referência, de jubilação, reforma ou aposentadoria paga por instituto de previdência ou pelo governo federal; complementação ou suplementação de aposentadoria paga por entidade seguradora ou decorrente de participação em fundo de pensão; pensão paga por instituto de previdência, governo federal, caixa de assistência social, entidade seguradora ou fundo de pensão, na qualidade de beneficiária de outra pessoa; pensão alimentícia, espontânea ou judicial; abono de permanência em serviço; aluguel, inclusive sublocação e arrendamento de móveis, imóveis, máquinas, equipamentos, animais etc.; doação ou mesada proveniente de pessoa não moradora na unidade domiciliar; programa oficial de auxílio educacional ou social. Além disso, inclui-se o rendimento médio mensal, efetivo no mês de referência, proveniente de aplicação financeira, parceria etc. (IBGE, 2003).

Por outro lado, a PME, ao contrário da PNAD, adota um esquema de rotação de painéis na sua amostra, além de ser uma pesquisa de realização mensal. O esquema de rotação, chamado 4-8-4, determina que todo mês um grupo de domicílios (25% da amostra) entra na pesquisa e é entrevistado por quatro meses consecutivos. Do quinto ao 12º mês, este grupo sai da amostra, retornando no 13º mês e sendo entrevistado por mais quatro vezes. Os domicílios saem da amostra definitivamente 16 meses depois de sua entrada.¹³ Portanto, enquanto a PNAD é realizada a cada 12 meses, com entrevistas em um grupo distinto de domicílios, 75% da amostra da PME é composta pelos mesmos domicílios de um mês para o outro. Após 12 meses, 50% da amostra da PME é teoricamente idêntica.

4 METODOLOGIA DE IMPUTAÇÃO DOS RENDIMENTOS

O método proposto de Elbers, Lanjouw e Lanjouw (2003) é geralmente utilizado na elaboração dos chamados “mapas de pobreza” (*poverty maps*). Nestes casos, a variável de renda ou consumo é estimada através de uma pesquisa amostral, que não possui representatividade em nível municipal, e imputada nos dados do censo demográfico. Em linhas gerais, consiste em estimar uma variável de interesse em função de covariáveis

12. Um cuidado que deve ser tomado na comparação entre as duas pesquisas é que a PNAD coleta informações de rendimentos do trabalho para pessoas com cinco anos ou mais de idade, enquanto a PME coleta informações somente para pessoas com dez anos ou mais de idade. Portanto, para que as duas pesquisas sejam comparáveis, é necessário omitir os rendimentos das crianças entre cinco e nove anos.

13. Na mudança da antiga para a nova PME, aumentou-se o número de grupos rotacionais de quatro para oito, substituindo dois grupos por mês (domicílios na quarta e na oitava entrevista) em vez de apenas um (domicílios na quarta ou na oitava entrevista), como era anteriormente. Para mais detalhes sobre o painel da PME, ver Ribas e Soares (2008).

comuns a duas bases de dados distintas. Independente da consistência desta técnica,¹⁴ no nosso caso, há duas vantagens em utilizá-la de maneira segura. A primeira vantagem é a semelhança entre os questionários da PNAD e da PME em alguns pontos (IBGE, 1998b, 2002). A segunda vantagem é o fato de o tamanho amostral e a sua representatividade serem quase idênticos entre as duas pesquisas nas RMs.

Elbers, Lanjouw e Lanjouw tomam uma série de cuidados na imputação ao propor a sua metodologia, em especial o intervalo de confiança das estimativas com valores imputados. Contudo, sua metodologia se aplica para casos nos quais a pesquisa com a informação de interesse não possui representatividade no mesmo nível em que os dados imputados possuem. Como este não é o caso da imputação de dados da PME na PNAD, pois elas possuem a mesma representatividade e um tamanho amostral muito próximo, optamos, neste artigo, por uma metodologia própria. O modelo proposto a seguir é mais sofisticado, pois apresenta mais detalhes em termos da geração da renda domiciliar, mas o método de estimação é mais simples, pois não há uma preocupação tão grande em relação ao intervalo de confiança.

Para imputar a renda do não trabalho nos domicílios, primeiramente, selecionamos na PNAD apenas as RMs que a PME abrange: Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. Como aposentadoria, pensões e outras rendas (juros, aluguéis, transferências, doações etc.) apresentam determinantes bastante diferenciados, optamos por estimar um modelo para cada tipo de renda:¹⁵ aposentadoria recebida pelos indivíduos; pensões recebidas pelos indivíduos; outras rendas recebidas pelos domicílios mais pobres; e outras rendas recebidas pelos domicílios mais ricos. A divisão entre “domicílios mais pobres” e “domicílios mais ricos”, neste caso, é baseada na renda domiciliar *per capita* proveniente do trabalho e ocorre no sexto decil da sua distribuição. Esta divisão se deve à diversidade na natureza das outras rendas.¹⁶ Entre os mais pobres, predominam rendas oriundas de programas de transferências, tais como o Bolsa Família e doações. Por outro lado, entre os mais ricos, há maior incidência de remunerações provenientes de aluguéis e juros (SOARES *et al.*, 2007).

Os quatro modelos de rendimentos foram estimados na PNAD utilizando-se o método de dois estágios de Heckman (1979). No primeiro estágio dos modelos de imputação, estimamos a probabilidade de cada domicílio ou indivíduo, de acordo

14. Sobre críticas à técnica de Elbers, Lanjouw e Lanjouw (2003), ver Tarozzi e Deaton (2007), com réplica em Elbers, Lanjouw e Leite (2008).

15. Dado que algumas pessoas podem cometer erros e declarar pensões como aposentadorias, e vice-versa, estes rendimentos não precisariam ser necessariamente estimados separadamente. Ou seja, o modelo de imputação pode ficar mais simples, juntando aposentadorias com pensões.

16. Empiricamente, o sexto decil representa o ponto de inflexão quando o valor médio das outras rendas passa de decrescente a crescente em relação à renda do trabalho *per capita*. Ver gráfico A.1 no anexo.

com suas características, Z_i , receber determinado tipo de renda do não trabalho. Logo, utilizando dados da PNAD, estimamos a seguinte equação de probabilidade:

$$p_{k,i}^* = Z_i' \gamma_k + r_{k,i} \quad (1)$$

onde γ_k é um vetor de coeficientes, $r_{k,i}$ é o termo aleatório com média zero e desvio-padrão igual a 1 e $p_{k,i}^*$ é a variável latente que representa a propensão da família (ou da pessoa) i em receber renda da fonte k , tal que:

se $p_{k,i}^* > 0$, ou seja, $r_{k,i} > -Z_i' \gamma_k$, $p_{k,i} = 1$, indicando que a unidade i recebe renda da fonte k ; e

se $p_{k,i}^* \leq 0$, ou seja, $r_{k,i} \leq -Z_i' \gamma_k$, $p_{k,i} = 0$, indicando que a unidade i não recebe renda da fonte k .

Com a estimação da equação (1) através de um modelo *probit*, obtemos um estimador consistente para o vetor de coeficientes, $\hat{\gamma}_k$. Este estimador, combinado com a imputação de um resíduo $\hat{r}_{k,i} \sim N(0,1)$ e com o vetor Z_i , reproduz nos dados da PME uma proporção muito próxima de domicílios que recebem a fonte de renda k na PNAD. Se $\hat{r}_{k,i} > -Z_i' \hat{\gamma}_k$, geramos a variável $\hat{p}_{k,i} = 1$, indicando que a unidade i terá a renda k imputada. Caso contrário, geramos a variável $\hat{p}_{k,i} = 0$, indicando que a unidade i não terá a renda k imputada.

No primeiro estágio, os domicílios e pessoas que terão renda imputada na amostra PME são determinados, portanto, por um conjunto amplo de variáveis que é comum às duas bases de dados. O segundo estágio consiste em estimar, na PNAD, o valor dessa renda. Portanto, o passo seguinte é estimar a seguinte equação:

$$\ln(y_{k,i}) = X_i' \beta_k + \xi_{k,i} \quad (2)$$

onde $y_{k,i}$ é o valor da renda k , β_k é um vetor de coeficientes, X_i é um subconjunto de características contidas em Z_i e $\xi_{k,i}$ é a soma de $\rho_k \lambda_{k,i}$ com o termo aleatório $e_{k,i}$ que possui média zero e desvio-padrão igual a $\sigma_{k,i}$. $\lambda_{k,i} = \phi(Z_i' \gamma_k) / \Phi(Z_i' \gamma_k)$ é a razão inversa de Mills calculada com base na equação (1), enquanto ρ_k é o parâmetro que representa a correlação entre os resíduos das equações (1) e (2).

Assumimos que o resíduo $e_{k,i}$ possui uma distribuição heteroscedástica. Logo, os valores de $\sigma_{k,i}$ também são estimados por meio de uma equação:

$$\ln\left(\frac{e_{k,i}^2}{A - e_{k,i}^2}\right) = W_i' \alpha_k + \varepsilon_{k,i} \quad (3)$$

onde α_k é um vetor de coeficientes, W_i é um vetor de variáveis explicativas, $\varepsilon_{k,i}$ é um resíduo homoscedástico e A é o limite máximo da variância predita que, de acordo com Elbers, Lanjouw e Lanjouw (2003), é descrito como:

$$A = 1.05 * \max(e_{k,i}^2)$$

Segundo estes autores, a partir dos parâmetros da equação (3), o estimador de $\sigma_{k,i}$ é definido como:

$$\hat{\sigma}_{k,i} = \sqrt{\left(\frac{AB}{1+B}\right) + \frac{1}{2} \text{Var}(\varepsilon_{k,i}) \left[\frac{AB(1-B)}{1+B^3}\right]}, \quad (4)$$

onde $B = \exp(W_i' \hat{\alpha}_k)$.

As equações (2) e (3) são estimadas separadamente por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com base nos dados da PNAD, obtendo-se assim os estimadores $\hat{\beta}_k$, $\hat{\rho}_k$ e $\hat{\sigma}_{k,i}$.¹⁷ Combinados com os conjuntos de características X_i e W_i observados na PME e com a variável $\hat{\lambda}_{k,i}$, imputada no primeiro estágio, estes estimadores determinam o valor imputado da renda k , $\hat{y}_{k,i}$, para os domicílios ou pessoas com $\hat{p}_{k,i} = 1$. Mais especificamente,

$$\hat{y}_{k,i} = \begin{cases} \exp(X_i' \hat{\beta}_k + \hat{\lambda}_{k,i} \hat{\rho}_k + \hat{e}_{k,i}) & \text{se } \hat{p}_{k,i} = 1 \\ 0 & \text{se } \hat{p}_{k,i} = 0 \end{cases} \quad (5)$$

onde $\hat{e}_{k,i} \sim N[0, \hat{\sigma}_{k,i}(W_i)]$ é um termo aleatório simulado. Cabe salientar que este termo aleatório simulado mantém-se constante para mesma pessoa ou domicílio durante as quatro entrevistas consecutivas do painel.

Os conjuntos de variáveis, Z_p , X_i e W_i , foram selecionados para cada modelo estimado através do processo de *stepwise*, sendo que as variáveis instrumentais, necessárias para que a estimação seja consistente, foram naturalmente selecionadas neste processo.¹⁸ No caso de aposentadorias, as regressões na PNAD e as respectivas

17. Como não estamos mais interessados na magnitude dos coeficientes do que em seu erro-padrão, não aplicamos a correção para a matriz de variância e covariância exigida em métodos de dois estágios.

18. Em todos os casos, as variáveis explicativas da equação de rendimentos formavam um subconjunto das variáveis explicativas da equação de seleção, sendo que as variáveis omitidas na primeira equação não possuíam, de fato, significância. Além disso, é importante salientar que o processo de *stepwise* é aplicado para cada ano da PNAD. Portanto as variáveis, Z_p , X_i e W_i , podem variar ao longo do tempo.

imputações na PME foram feitas para a amostra de indivíduos com 30 anos ou mais. O modelo de pensões também considerou a amostra de indivíduos, porém sem impor restrição. Para estimar e imputar as demais rendas, utilizamos a amostra de domicílios dividida entre domicílios mais pobres e domicílios mais ricos. Foram estimados, portanto, 120 sistemas de equações (quatro fontes de renda, seis RMs e cinco anos, de 2002 a 2006). O conjunto de variáveis submetidas ao processo de *stepwise* está descrito no quadro A.1, no anexo.¹⁹

Ademais, tomamos cuidado especial com a diferença de periodicidade entre as duas pesquisas. As estimativas da PNAD para determinado ano foram imputadas na PME do mesmo ano, a partir do mês em que o SM foi reajustado (o que geralmente ocorre em abril ou maio) e na PME do ano seguinte, até o mês anterior ao novo reajuste do SM. Para todos os anos, os valores de setembro da PNAD foram deflacionados de acordo com o INPC ajustado,²⁰ ficando equivalente aos valores para cada mês da PME (CORSEUIL e FOGUEL, 2002). Esse processo de deflação poderia ser criticado no sentido em que muitos tipos de rendimentos não são reajustados mensalmente de acordo com a inflação, mas anualmente, em geral no período em que há o reajuste no SM. Por outro lado, nem todas as rendas são reajustadas no mesmo mês do ano. Portanto, não utilizar o processo de deflação poderia levar a uma grande dissonância na imputação na passagem de uma PNAD para a outra.²¹

Por fim, podemos apontar uma limitação desta técnica de imputação, referente aos valores máximos e mínimos das distribuições imputadas. Alguns domicílios na PME apresentaram valores imputados de algumas rendas fora dos intervalos observados na PNAD.²² Contudo, esta diferença não possui implicação sobre as estatísticas de um modo geral.

Para mostrar a consistência deste processo de imputação, apresentamos algumas estatísticas das diferenças entre o que é observado na PNAD e o que é imputado na PME. A tabela 3 mostra como a imputação sobre a probabilidade de um domicílio receber um tipo de renda do não trabalho se apresenta.

19. Cabe notar que a renda do trabalho, observada em ambas as pesquisas, foi incluída como variável explicativa no modelo de imputação, modelando assim a razão entre este e outros rendimentos.

20. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>

21. A estratégia de estimar um modelo para cada ano da PNAD e utilizá-lo no intervalo entre reajustes do SM pode implicar uma descontinuidade que enviesaria as estimativas sazonais. Uma alternativa seria estimar um modelo combinando os coeficientes entre os anos, de modo a permitir uma transição mais suave entre os meses. Agradecemos ao conselho editorial da revista por este comentário.

22. Uma forma de corrigir esta distorção é simular os resíduos com base em distribuições truncadas nos valores máximos e mínimos observados na PNAD.

TABELA 3

Comparação entre domicílios na PNAD e na PME imputada

Ano	Fonte	Proporção de domicílios que recebem renda de				
		Trabalho	Aposentadoria	Pensão	Outras fontes	Fontes que não o trabalho
2002	PNAD	0,84402	0,24292	0,15630	0,12115	0,43932
	PME imputada ¹	0,82033	0,25874	0,15492	0,12180	0,42646
2003	PNAD	0,82820	0,24156	0,16090	0,11351	0,43988
	PME imputada ¹	0,83232	0,25525	0,15343	0,11469	0,41949
2004	PNAD	0,83147	0,23700	0,16628	0,15058	0,46440
	PME imputada ¹	0,82822	0,25875	0,16316	0,14898	0,45026
2005	PNAD	0,84034	0,24121	0,16873	0,13917	0,45860
	PME imputada ¹	0,82196	0,26407	0,17403	0,14045	0,45225
2006	PNAD	0,83926	0,23950	0,16772	0,17556	0,48462
	PME imputada ¹	0,82412	0,26055	0,17478	0,17195	0,47309

Fontes: Elaboração própria com base nas PNADs de 2002-2006 e nas PMEs de 2002-2006.

Nota: ¹ Mês de setembro.

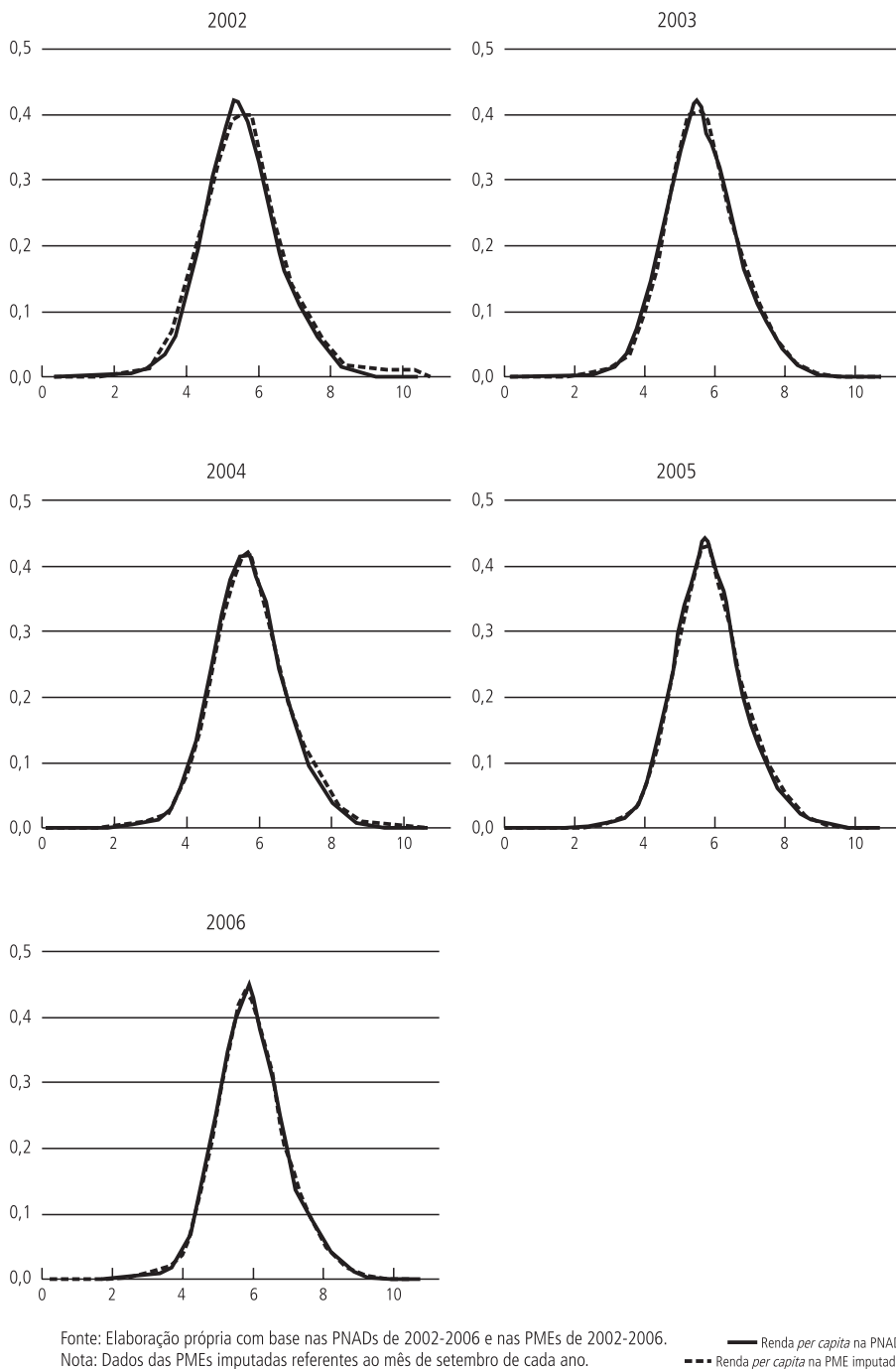
De fato, independentemente do ano, as proporções de domicílio que recebem determinado tipo de rendimento observadas na PNAD são muito próximas das proporções imputadas na PME. As diferenças entre as duas bases de dados estão dentro de uma margem já observada na proporção de domicílios que recebem renda do trabalho, que não foi imputada. A última coluna confirma que, apesar de não utilizarmos um modelo de imputação que considera possíveis correlações entre os tipos de renda (multivariado), as proporções de domicílios que tiveram alguma renda imputada na PME estão muito próximas da proporção de domicílios que recebem alguma renda do não trabalho na PNAD.

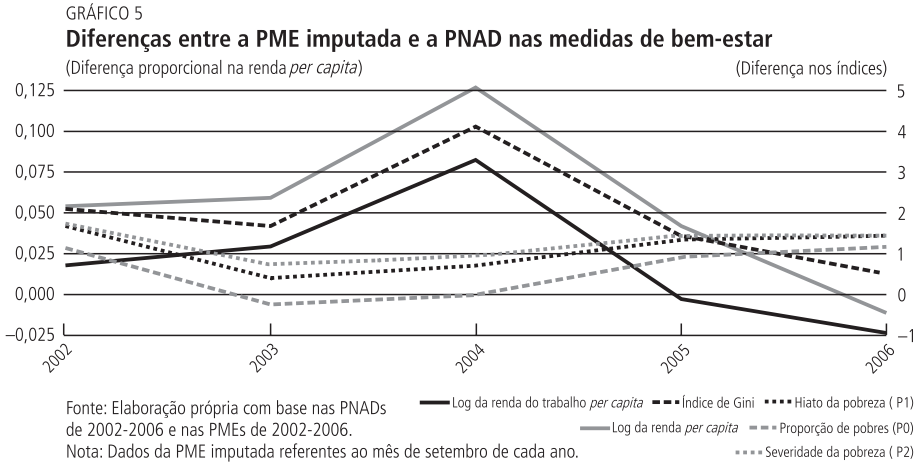
O gráfico 4, por sua vez, mostra como o processo de imputação da renda do não trabalho na PME aproximou a distribuição da renda domiciliar *per capita* nas duas bases de dados, independentemente do ano.

Apesar de a distribuição da renda domiciliar *per capita* ser muito próxima entre as duas bases de dados após o processo de imputação, as medidas de bem-estar e desigualdade derivadas destas distribuições não estão tão próximas, como pode ser observado no gráfico 5. Na PME imputada, a renda domiciliar *per capita* média, assim como os índices de Gini e as proporções de pobres, está sobre-estimada em relação aos dados da PNAD para a maioria dos anos. Contudo, também evidenciamos uma diferença considerável na renda *per capita* do trabalho que, a princípio, não deveria apresentar diferença alguma. Portanto, todas estas diferenças estão dentro de uma discrepância previamente constatada nas estatísticas sobre renda do trabalho.²³ Essa diferença de níveis pode decorrer de erros de medida gerados pela volatilidade na renda, em especial da recebida pelos trabalhadores do setor informal, algo que a PME capta de melhor forma que a PNAD.

23. Mesmo controlando aspectos do desenho amostral das duas pesquisas, o erro amostral nestas estatísticas não é grande o suficiente para explicar as diferenças na renda do trabalho.

GRÁFICO 4

Distribuição do logaritmo da renda *per capita* na PNAD e na PME imputada



O gráfico A.2 do anexo mostra que a desigualdade da renda do trabalho é maior na PNAD que na PME. Essa diferença chega a 2 pontos percentuais (p.p.) no índice de Gini, em 2006. Contudo, a tendência de queda na desigualdade é verificada em ambas as pesquisas.

5 DECOMPOSIÇÃO DAS VARIAÇÕES NOS INDICADORES SOCIOECONÔMICOS

Na decomposição da variação dos indicadores socioeconômicos, separamos as mudanças em três partes: tendência, sazonalidade e resíduo. Assim um indicador y_t pode ser escrito como:

$$y_t = y_t^T + y_t^S + y_t^r \tag{6}$$

onde y_t^T é o componente derivado da tendência, y_t^S é o componente derivado da sazonalidade e y_t^r é o resíduo.

A tendência foi estimada de maneira não paramétrica através da seguinte média móvel de 13 meses (MM13),

$$y_t^T = \frac{\sum_{s=t-6}^{t+6} y_s}{13} \tag{7}$$

A sazonalidade foi calculada por meio da estimação da seguinte função linear do indicador observado menos a MM13 centrada no mesmo mês em relação aos 12 meses do ano:

$$(y_t - y_t^T) = \sum_{s=1}^{12} \delta_s + u_t \tag{8}$$

tal que $y_t^S = \sum_{S=1}^{12} \hat{\delta}_S$, onde $\hat{\delta}_S$ é o estimador de mínimos quadrados para δ_S .

O componente residual representa a parte do indicador não explicada pela tendência ou pela sazonalidade. Ou seja, $y_t^r = \hat{u}_t$, onde \hat{u}_t é o estimador de mínimos quadrados para u_t .

Na tabela 4, apresentamos as estimações da sazonalidade dos indicadores socioeconômicos derivados da renda domiciliar *per capita*. Podemos verificar que a renda *per capita* é, em média, cerca de 3% menor nos meses de janeiro e fevereiro e 2,5% maior nos meses de maio e agosto. Já a desigualdade, medida pelo índice de Gini, é significativamente menor em dezembro e fevereiro (entre 0,6 p.p. e 0,8 p.p. no índice de Gini) e maior em agosto (0,7 p.p. no índice de Gini). Portanto, podemos observar que, nos meses em que a renda média *per capita* é menor, a desigualdade também é menor, e vice-versa.

A proporção de pobres, que depende tanto da renda média quanto da desigualdade, é cerca de 0,4 p.p. maior entre os meses de janeiro a abril, 0,36 p.p. menor em maio e quase 0,5 p.p. menor em novembro e dezembro. A taxa de indigência, por sua vez, não apresenta um padrão sazonal tão definido. Neste caso, novembro é o único mês que se distingue significativamente dos demais com uma redução de 0,36 p.p. na proporção de pessoas extremamente pobres.

TABELA 4

Sazonalidade dos indicadores socioeconômicos

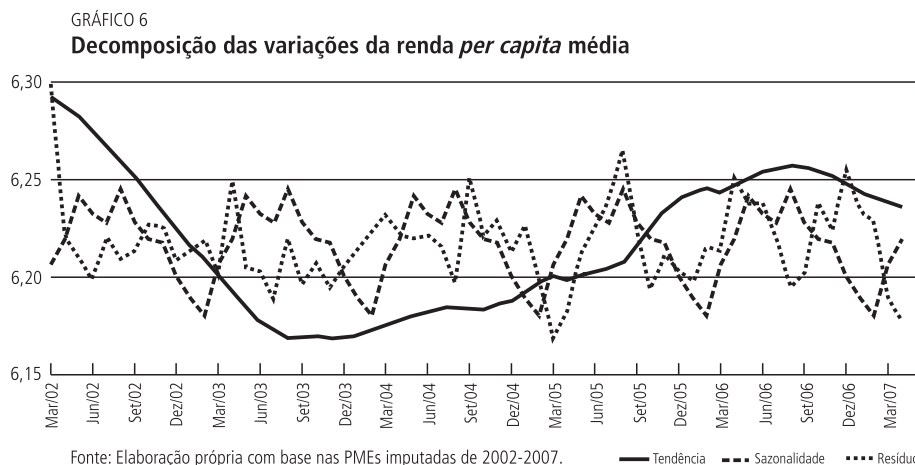
Mês	Log da renda <i>per capita</i> média	Índice de Gini	Proporção de pobres	Proporção de extremamente pobres
Janeiro	-0,02785**	-0,00187	0,00475**	0,00143
Fevereiro	-0,03692***	-0,00631*	0,00444**	0,00121
Março	-0,01074	-0,00115	0,00263	0,00196
Abril	0,00239	0,00345	0,00407**	0,00150
Maio	0,02449**	0,00403	-0,00359*	-0,00019
Junho	0,01529	0,00226	0,00137	0,00096
Julho	0,01069	0,00077	-0,00071	0,00092
Agosto	0,02796**	0,00702**	-0,00104	0,00052
Setembro	0,01115	0,00163	-0,00255	-0,00128
Outubro	0,00233	-0,00061	-0,00096	-0,00222
Novembro	0,00049	-0,00086	-0,00449**	-0,00359***
Dezembro	-0,01665	-0,00827**	-0,00499**	-0,00187

Fonte: Elaboração própria com base nas PMEs imputadas de 2002-2007 e World Bank (2006).

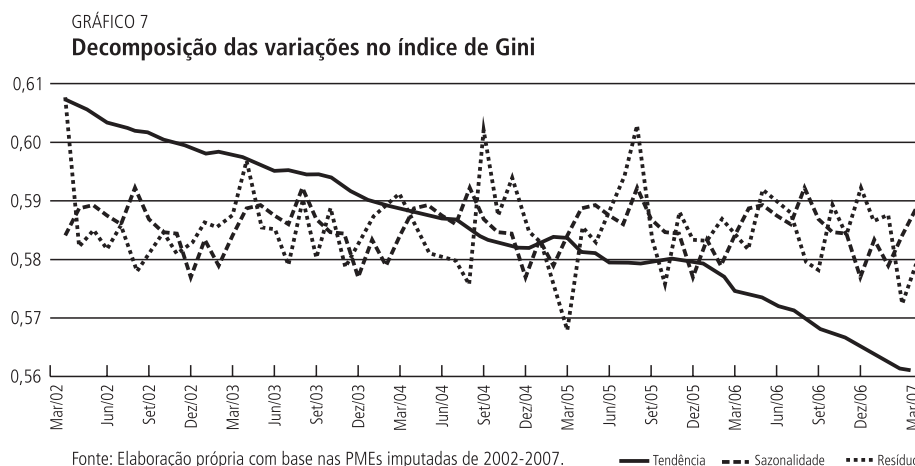
Nota: * Significante a 10%, ** significante a 5%, *** significante a 1%.

No gráfico 6, podemos observar, além dos picos entre os meses de maio e agosto e os vales entre os meses de dezembro e fevereiro, que a renda *per capita*

média decresce entre março de 2002 e agosto de 2003, volta a crescer a partir de janeiro de 2004. No final do período analisado, a partir de setembro de 2006, a renda *per capita* média apresenta novamente uma pequena tendência de queda.

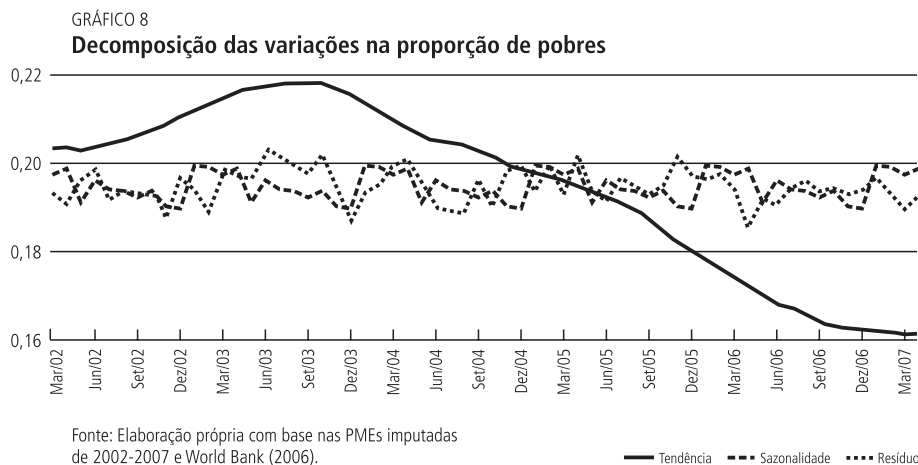


O gráfico 7 ilustra com clareza o aumento na desigualdade ocorrido a partir de abril de cada ano, atingindo um pico em agosto. A partir de agosto, a desigualdade cai, com um vale entre dezembro e fevereiro. Além disso, verificamos também que a desigualdade, medida pelo índice de Gini, apresenta uma tendência de redução quase que monotônica ao longo do período analisado para o conjunto de RMs.

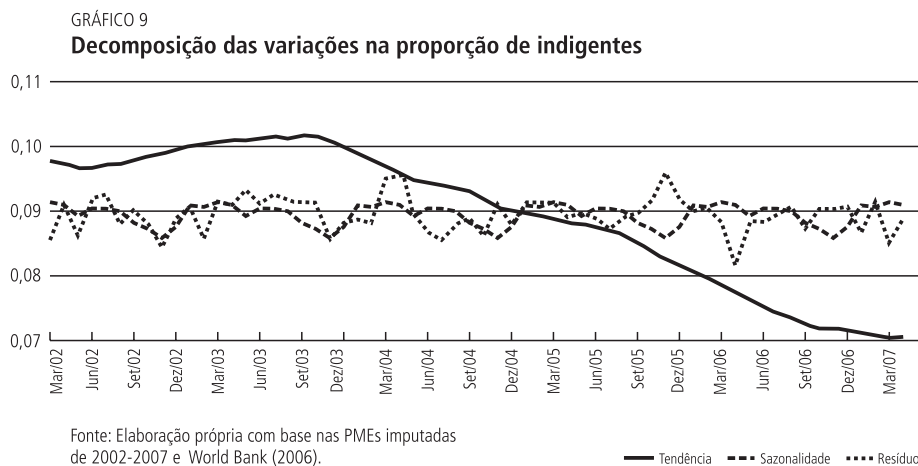


No gráfico 8, verificamos o padrão de aumento na pobreza que ocorre nos meses de janeiro a abril de cada ano, assim como a redução que ocorre geralmente

nos meses de novembro e dezembro. Em termos de tendência, a proporção de pobres apresenta um padrão inverso ao da renda média *per capita*, aumentando até setembro de 2003 e diminuindo a partir de então.



Pelo gráfico 9, verificamos que a tendência da indigência acompanha a da pobreza. Além disso, fica clara a significativa redução na pobreza extrema ocorrida geralmente em novembro de cada ano e a ausência de variações sazonais entre os meses de janeiro e agosto.



De maneira geral, os resultados apresentados nesta seção em relação à tendência dos indicadores seguem o mesmo padrão já constatado com o número da PNAD, na segunda seção deste artigo. Contudo, com os dados imputados da

PME, foi possível averiguar a existência de padrões sazonais na variação desses indicadores. Basicamente, entre janeiro e abril, quando a desigualdade é maior, porém a renda média é menor, a pobreza tende a subir. Entre maio e setembro, apesar de a desigualdade ser maior, a renda média se eleva e a pobreza cai. Finalmente, entre outubro e dezembro, a desigualdade se reduz e a taxa de pobreza, assim como a taxa de indigência, acompanha esta queda.

Cabe salientar que o processo de imputação realizado na PME baseou-se em informações de setembro de cada ano. Portanto, estamos assumindo que os coeficientes estimados são estáveis ao longo de 12 meses e que poderíamos estar subestimando parte da sazonalidade. Por outro lado, os resultados coincidem com a variação na atividade econômica. Portanto, independentemente das evidências anuais, a variação intra-anual da desigualdade pode ter sido pró-cíclica para o período analisado.

6 FATOS ESTILIZADOS QUE A PNAD NÃO MOSTRA

Nesta seção são apresentadas algumas estatísticas derivadas do painel da PME, aproveitando o fato de o mesmo domicílio ser observado por mais de um mês. Para a reconstituição do painel da PME a partir de seus microdados, utilizamos o algoritmo proposto por Ribas e Soares (2008).²⁴ Para possibilitar uma comparação com as estatísticas observadas na PNAD, apresentadas na seção 2, todos os resultados a seguir são centrados no mês de setembro de cada ano.

A tabela 5 mostra como a renda média observada em um mês se distingue da renda permanente, definida como a média de quatro meses seguidos. A renda permanente *per capita* é consideravelmente menor que a renda *per capita* observada, porque, por ser a média de um período, ela suaviza ganhos e perdas extraordinários que tendem a elevar a renda observada. Da mesma forma, a desigualdade, medida pelo índice de Gini, também é menor quando consideramos a renda permanente, pois as caudas inferior e superior dessa distribuição são menores que as da distribuição da renda observada. Ou seja, na média, os domicílios na parte inferior da distribuição de renda recebem mais do que é observado anualmente na PNAD, enquanto os domicílios na parte superior desta distribuição recebem menos do que normalmente se observa.

Considerando que o bem-estar de uma família está mais relacionado à sua renda permanente do que à sua renda observada em apenas um mês – mesmo esta renda permanente sendo referente a um curto período de tempo –, podemos

24. O algoritmo se encontra no apêndice do artigo, disponível em: <http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/tds/td_1348.pdf> De acordo com Ribas e Soares (2008), recuperam-se entre 7 p.p. e 10 p.p. da amostra nos primeiros meses de intervalo, promovendo uma redução pela metade da taxa de atrito quando se utiliza o algoritmo por eles proposto. Nos intervalos maiores, recuperaram-se entre 5 p.p. e 6 p.p. da amostra na antiga PME e entre 15 p.p. e 25 p.p. da amostra na nova PME.

dizer que alguns dos indicadores socioeconômicos frequentemente calculados com base na PNAD estariam sobre-estimados. Isso porque eles levam em consideração ganhos e perdas transitórias das famílias no seu cálculo.

TABELA 5

Comparação entre a média e a desigualdade das rendas observada e permanente

Indicador	Ano				
	2002	2003	2004	2005	2006
Renda <i>per capita</i> média	522,94	473,22	507,60	508,66	518,95
Renda permanente <i>per capita</i> média	484,31	460,68	482,34	503,91	506,48
Índice de Gini derivado da renda observada	0,5996	0,5913	0,6020	0,5802	0,5629
Índice de Gini derivado da renda permanente	0,5572	0,5570	0,5599	0,5449	0,5207

Fonte: Elaboração própria com base nas PMEs imputadas de 2002-2006.

Nota: Dados referentes ao mês de setembro. Renda permanente definida como a renda média das quatro entrevistas consecutivas.

A tabela 6, além de apresentar as taxas de pobreza por ano para as RMs brasileiras, mostra algumas estatísticas do ponto de vista dinâmico, evidenciando o que está por trás dos números apresentados na PNAD em setembro de cada ano. Entre os pobres observados, por exemplo, mais de 30% saem da pobreza no mês seguinte (outubro), sendo que esta taxa apresenta um aumento entre 2002 e 2006. Após dois meses, entre 15% e 17% e, no terceiro mês, de 9% a 11%. Com isso, do total de pobres observados, apenas 40% permanecem na pobreza por quatro meses ou mais.

Barros, Mendonça e Neri (1995) encontram uma taxa mensal de saída da pobreza consideravelmente menor, cerca de 17%, para o período entre 1982 e 1992. Contudo, cabe salientar que a definição de pobreza para estes autores só considera a renda proveniente do trabalho. Nos Estados Unidos, entre 1996 e 1999, Iceland (2003) estima que 51% dos pobres permanecem quatro meses ou menos na pobreza.

Apesar da elevada mobilidade para fora da pobreza em um curto período, é possível identificar ainda pela tabela 6 uma significativa taxa de reentrada na condição de pobre. Do contingente de pobres, cerca de 13% saem da pobreza em um mês, porém retornam a ela no mês seguinte, e cerca de 5% saem e retornam dois meses depois. Isso significa que, dos que saem da pobreza, quase 40% (13%/32,5%) retornam a ela no mês seguinte e 15% (5%/32,5%) retornam no segundo mês. Ou seja, dos que saíram da pobreza, apenas 45% se mantiveram fora desta condição por dois meses ou mais.

A taxa de transição em 12 meses ratifica este resultado, pois notamos por seu intermédio que em torno de 45% dos pobres não são observados na pobreza no ano seguinte. Essa taxa de saída acompanha ainda a tendência de redução da

pobreza nas RMs brasileiras, sendo maior entre 2005 e 2006 do que entre 2002 e 2003. Para fins de comparação, Iceland aponta que, nos Estados Unidos, a taxa de saída da pobreza entre 1996 e 1997 foi de 35%.

TABELA 6

Estatísticas sobre a dinâmica da pobreza entre 2002 e 2006

	2002	2003	2004	2005	2006
Proporção de pobres	0,2021	0,2188	0,2018	0,1831	0,1603
Taxa de saída da pobreza em 1 mês	0,3080	0,3046	0,3387	0,3148	0,3583
2 meses	0,1702	0,1586	0,1504	0,1642	0,1716
3 meses	0,0982	0,1125	0,1091	0,0988	0,0930
12 meses	0,4395	0,4595	0,4738	0,5015	.
Taxa de retorno à pobreza em 1 mês	0,1302	0,1198	0,1313	0,1448	0,1305
2 meses	0,0558	0,0418	0,0635	0,0456	0,0689
Proporção de não pobres	0,7979	0,7812	0,7982	0,8169	0,8397
Taxa de entrada na pobreza em 1 mês	0,0866	0,0896	0,0758	0,0717	0,0695
2 meses	0,0460	0,0467	0,0450	0,0371	0,0399
3 meses	0,0363	0,0278	0,0291	0,0301	0,0250
12 meses	0,1205	0,0937	0,0892	0,0793	.
Taxa de retorno à não pobreza em 1 mês	0,0456	0,0513	0,0412	0,0369	0,0384
2 meses	0,0148	0,0150	0,0171	0,0151	0,0087
Proporção de pobres pela renda permanente	0,1704	0,1739	0,1638	0,1373	0,1150
Proporção de não pobres entre os com renda permanente abaixo da linha de pobreza	0,1529	0,1448	0,1426	0,1648	0,1905
Proporção de pobres entre os com renda permanente acima da linha de pobreza	0,0704	0,0978	0,0863	0,0684	0,0718

Fonte: Elaboração própria com base nas PMEs imputadas de 2002-2006 e World Bank (2006).

A taxa de entrada na pobreza apresentada na tabela 6, por outro lado, é perto de 8% no primeiro mês, 4% no segundo mês e 3% no terceiro mês. Na diferença em 12 meses, a taxa de entrada na pobreza passa de 12%, entre 2002 e 2003, para 8%, entre 2005 e 2006. Nos números de Iceland, essa taxa era de 3% para os Estados Unidos entre 1996 e 1997.

Comparando as taxas de entrada e saída da pobreza, chegamos a uma taxa total de rotatividade (ou mobilidade) de 13% no primeiro mês, 7% no segundo mês, 4% no terceiro mês e 17% entre 12 meses.²⁵ Ou seja, em um mês cerca de 13% da população cruza a linha de pobreza em algum dos sentidos. Esta taxa é próxima da calculada por Barros, Mendonça e Neri para o período entre 1982 e 1992, que era de 15%. De fato, apesar de as taxas mensais e anuais de saída da

25. A taxa total de rotatividade é definida pela soma das proporções de pessoas na população total que saíram da pobreza e que entraram nesta situação.

pobreza aumentar ao longo do tempo, a mobilidade como um todo vem diminuindo em consequência da redução da pobreza. Entre 2002 e 2006, a taxa de rotatividade mensal passou de 13,1% para 11,6%, enquanto a taxa de rotatividade anual passou de 18,5% para 15,6%.

Entre aqueles que entram na pobreza, mais da metade (54%) sai no mês seguinte e quase 18% saem em dois meses. Portanto, daqueles que entram na pobreza, apenas 28% permanecem por dois meses ou mais. As estimativas de Barros, Mendonça e Neri apontam, para o período entre 1982 e 1992, que 44% das pessoas saem da pobreza um mês após nela entrarem e 16% saem após dois meses.

Na tabela 6 assim como na tabela 5, o indicador derivado da renda permanente (média de quatro meses) é menor que o indicador de renda observada. Jalan e Ravallion (1998, 2000) definem este índice de pobreza derivado da renda permanente como uma medida de pobreza crônica, enquanto a diferença entre esta medida e o indicador de renda observada é classificada como um fenômeno de pobreza transitória. Portanto, a proporção do componente crônico em relação à pobreza observada era de 79%, entre 2002 e 2006 nas RMs.

Em uma análise distinta para as áreas urbanas brasileiras, entre 1993 e 2003, Ribas e Machado (2007) estimam que o componente crônico representava 70% da pobreza absoluta observada. Já Barros, Mendonça e Neri, que utilizam uma definição mais próxima de renda permanente daquela que é aqui utilizada, identificam que as medidas de pobreza crônica e observada apresentavam valores muito próximos, independentemente da linha de pobreza utilizada. Contudo, como já salientamos, sua medida de renda *per capita* só leva em conta os rendimentos provenientes do trabalho. Para os Estados Unidos, Iceland identifica que a proporção do componente crônico em relação à pobreza observada era também próxima a 80%, entre 1996 e 1999.

A razão para a pobreza crônica ser menor que a pobreza observada é que esta última é explicada, em parte, pelos choques negativos transitórios ocorridos sobre a renda familiar. Quando suavizamos esses choques, a incidência da pobreza diminui. De fato, na tabela 6, verificamos que quase 8% das pessoas não identificadas como pobres de acordo com sua renda permanente são observadas na pobreza no mês de setembro. Por outro lado, quase 16% das pessoas com renda permanente abaixo da linha de pobreza não são observadas na pobreza no mesmo período.

A tabela 7 evidencia a incidência de pobreza extrema ou indigência. Identificamos que a taxa total de rotatividade na indigência é menor que na pobreza, algo já esperado. Esta taxa é, em média, de 8% no primeiro mês, 4% no segundo mês, 3% no terceiro mês e 11% entre 12 meses. Além disso, houve uma redução nas taxas de rotatividade mensal, de 9% em 2003 para menos de 7% em 2006, e anual, de 12% entre 2002 e 2003 para 9% entre 2005 e 2006.

TABELA 7

Estatísticas sobre a dinâmica da indigência entre 2002 e 2006

	2002	2003	2004	2005	2006
Proporção de indigentes	0,0974	0,1022	0,0913	0,0842	0,0690
Taxa de saída da pobreza extrema em 1 mês	0,4460	0,4463	0,4482	0,4623	0,4805
2 meses	0,2034	0,1741	0,1784	0,1732	0,1963
3 meses	0,1143	0,1142	0,1167	0,1039	0,1098
12 meses	0,6315	0,6109	0,6313	0,6518	.
Taxa de retorno à pobreza extrema em 1 mês	0,1491	0,1529	0,1713	0,1664	0,1677
2 meses	0,0811	0,0533	0,0700	0,0840	0,0813
Proporção de não indigentes	0,9026	0,8978	0,9087	0,9158	0,9310
Taxa de entrada na pobreza extrema em 1 mês	0,0461	0,0500	0,0405	0,0434	0,0362
2 meses	0,0291	0,0271	0,0277	0,0276	0,0248
3 meses	0,0241	0,0233	0,0191	0,0180	0,0194
12 meses	0,0659	0,0512	0,0504	0,0410	.
Taxa de retorno à não pobreza extrema em 1 mês	0,0272	0,0308	0,0256	0,0264	0,0234
2 meses	0,0078	0,0099	0,0105	0,0095	0,0068
Proporção de indigentes pela renda permanente	0,0623	0,0620	0,0551	0,0446	0,0414
Proporção de não indigentes entre os com renda permanente abaixo da linha de pobreza extrema	0,2090	0,1752	0,1772	0,1822	0,1948
Proporção de indigentes entre os com renda permanente acima da linha de pobreza extrema	0,0545	0,0571	0,0473	0,0434	0,0360

Fonte: Elaboração própria com base nas PME's imputadas de 2002-2006 e World Bank (2006).

Da mesma forma, a proporção de indigentes que permanecem nesta situação após três meses diminuiu de 26,5%, em 2003, para 21%, em 2006, enquanto a proporção de pessoas que transitaram para a pobreza extrema neste mesmo período passa de 10% para 8%. As taxas de retorno para fora e para dentro da pobreza extrema, por outro lado, não apresentam uma tendência bem definida no período analisado. Na média, cerca de 35% das pessoas que saem da pobreza extrema a ela retornam no mês seguinte e 16% retornam dois meses depois. Das pessoas que entram na pobreza extrema, 62% saem desta condição um mês depois e 21% saem dois meses depois.

Assim como a proporção de indigentes definida por sua renda observada, a proporção de indigentes definida por sua renda permanente, que representa cerca de 60% da primeira, diminui de 6% para 4% entre 2002 e 2006. Igualmente, a proporção de indigentes observados em setembro entre as pessoas com renda permanente acima da linha de pobreza extrema diminui de 5,5% para 3,6% no mesmo período. Por fim, a proporção de pessoas acima da linha de pobreza extrema entre os indigentes crônicos diminui de 21% para 17,5%, entre 2002 e 2003, e aumenta para 19,5% até 2006.

Podemos concluir, portanto, que as estatísticas derivadas da PNAD, por serem referentes somente ao mês de setembro, não captam uma série de questões

relevantes relacionadas à dinâmica da pobreza e da desigualdade. De fato, as taxas de transição para fora ou para dentro da pobreza/indigência nas RMs, por exemplo, são muito elevadas logo nos primeiros meses posteriores à data de realização desta pesquisa. Além disso, os indicadores de pobreza e desigualdade derivados da renda observada em um único mês tendem a ser sobre-estimados em relação aos seus padrões de mais longo prazo, derivados da renda permanente.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo propõe uma forma de imputação dos rendimentos não provindos do trabalho na PME, do IBGE. A intenção é aumentar a utilidade da atual pesquisa, possibilitando a investigação de fenômenos socioeconômicos de maneira longitudinal e/ou dinâmica. A PNAD, também do IBGE, é limitada neste sentido por ser realizada em apenas um mês do ano e entrevistar cada domicílio da amostra somente uma vez. A PME, por outro lado, é uma pesquisa mensal com uma amostragem realizada com base em um painel rotativo. Este painel rotativo mensal é de grande utilidade para análises de mobilidade, porém o questionário da PME é mais enxuto que o da PNAD, limitando o tipo de informação disponível.

Por meio do processo de imputação da renda do não trabalho, não disponível na PME, mostramos que é possível investigar uma série de eventos que antes não era possível analisar. Este processo de imputação mostrou-se consistente quando comparamos as estatísticas da PME (imputada) e da PNAD.

Como exemplo de investigação longitudinal utilizando a PME imputada, mostramos que as tendências dos números de pobreza e desigualdade nas RMs observadas com dados mensais são as mesmas observadas com os dados da PNAD, referente somente ao mês de setembro. No entanto, identificamos ainda que, por trás destas tendências, aqueles números apresentam certo padrão sazonal. Entre janeiro e abril de cada ano, a desigualdade tende a ser maior, enquanto a renda média é menor e a pobreza tende a subir. De maio a setembro, apesar de a desigualdade aumentar, a renda média também aumenta e a pobreza, conseqüentemente, diminui. Entre outubro e dezembro, a desigualdade tende a diminuir e a taxa de pobreza, assim como a taxa de indigência, acompanha esta queda. É importante lembrar que estas estimativas podem estar enviesadas, particularmente nos meses de abril e maio, por causa do critério arbitrário de utilização das PNADs que é adotado. Portanto, uma sugestão para um futuro trabalho será estimar um modelo que combine os coeficientes estimados para cada ano, possibilitando uma transição mais suave entre as estimativas da PNAD.

Na investigação das transições para dentro e para fora da pobreza e da indigência, identificamos que, por trás das estatísticas derivadas da PNAD, existe uma considerável mobilidade. De fato, apenas 40% dos pobres e 25% dos indigentes

nas RMs, observados em setembro, permanecem nesta mesma situação pelo menos até janeiro do ano seguinte. Comparando com os números que Iceland (2003) estimou para os Estados Unidos, entre 1996 e 1999, constatamos que a dinâmica da pobreza é maior nas RMs brasileiras que naquele país. No entanto, salientamos que a estimação desta mobilidade, sem que sejam levadas em conta as rendas do não trabalho dos domicílios, pode resultar em estatísticas enviesadas, como as de Barros, Mendonça e Neri (1995).

Dada esta elevada mobilidade, uma de nossas conclusões é que os indicadores socioeconômicos, calculados com base na renda domiciliar *per capita* levantada na PNAD, estão sobre estimados do ponto de vista da condição permanente das famílias. Isso porque, na média, os domicílios na parte inferior da distribuição de renda recebem geralmente mais do que é observado anualmente na PNAD, enquanto os domicílios na parte superior desta distribuição recebem normalmente menos do que se observa.

Além dos tipos de análise apresentados neste artigo, o processo de imputação na PME pode ser útil para outras formas de investigação que requerem a utilização da renda domiciliar *per capita* como variável de controle ou de interesse, como no caso de Machado e Ribas (2008). Contudo, salientamos que este processo é apenas uma alternativa à escassez de dados em painel no Brasil. A introdução de uma nova PNAD com um formato de painel rotativo, planejada para os próximos anos, deverá suprir esta deficiência.

ABSTRACT

Though the Pesquisa Mensal Emprego (PME/IBGE – Monthly Employment Survey) is the richest dataset for the analysis of labor market dynamics in Brazil, it does not contain information on workers' non-labor income. This paper proposes a new methodology to impute this income source into PME based on a system of equations that is estimated from the Brazilian Household Survey (PNAD/IBGE). Besides describing the imputation model and its consistency, the paper also presents some stylized facts on the dynamics of poverty and inequality in the main Brazilian metropolitan areas. Our results cover the patterns of seasonality and tendency of poverty and inequality; rates of transition into and out of poverty; and the comparison between the incidence rates of chronic poverty and observed poverty.

REFERÊNCIAS

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. *Consequências e causas imediatas da queda recente da desigualdade brasileira*. Rio de Janeiro: Ipea, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.201).

_____; 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).

_____; MENDONÇA, R.; NERI, M. Duration of spells of poverty. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS DO TRABALHO, 4., 1995, São Paulo. *Anais...* São Paulo: ABET, 1995. v. 1, p. 217-238.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. *Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares*. Rio de Janeiro: Ipea, 2002 (Texto para Discussão, n. 897).

ELBERS, C.; LANJOUW, J. O.; LANJOUW, P. Micro-level estimation of poverty and inequality. *Econometrica*, v. 71, n. 1, p. 355-364, 2003.

_____; _____; LEITE, G. *Brazil within Brazil: testing the poverty map methodology in Minas Gerais*. Washington, D.C.: World Bank, 2008 (Policy Research Working Paper, n. 4.513).

HECKMAN, J. J. Sample bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

IBGE. Departamento de Emprego e Rendimento. *Para compreender a PME: (um texto simplificado)*. 4. ed. Rio de Janeiro, 1998a.

_____. Departamento de Emprego e Rendimento. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1998 – Manual de Entrevista*. Rio de Janeiro, 1998b.

_____. Departamento de Emprego e Rendimento. *Pesquisa Mensal de Emprego 2002 – Manual de Entrevista*. Rio de Janeiro, 2002.

_____. Departamento de Emprego e Rendimento. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*. Rio de Janeiro, v. 23, 2003 (Nota técnica).

_____. Departamento de Emprego e Rendimento. *Pesquisa Mensal de Emprego*. 2. ed. Rio de Janeiro, 2007 (Relatório Metodológico, n. 23).

ICELAND, J. *Dynamics of economic well-being: poverty 1996-1999*. Current Population Report, U.S. Census Bureau, p. 70-91, 2003.

JALAN, J.; RAVALLION, M. Transient Poverty in Postreform Rural China. *Journal of Comparative Economics*, v. 26, n. 2, p. 338-357, 1998.

_____. Is Transient Poverty Different? Evidence for Rural China. *Journal of Development Studies*, v. 36, n. 6, p. 82-98, 2000.

MACHADO, A. F.; RIBAS, R. P. *Do changes in the labour market take families out of poverty?* Determinants of exiting poverty in Brazilian metropolitan regions. Brasília: International Poverty Centre, 2008 (IPC Working Paper, n. 44).

_____; _____; PENIDO, M. Mobilidade entre estados de pobreza e inserção no mercado de trabalho: uma análise para o Brasil Metropolitano em 2004. *Economia Aplicada*, v. 11, n. 2, p. 253-279, 2007.

MACHADO, D. C.; MACHADO, A. F. Um aspecto da subocupação por insuficiência de horas trabalhadas: a análise do desejo de trabalhar horas adicionais. *Boletim Mercado de Trabalho*, Rio de Janeiro: Ipea, n. 33, p. 15-19, July 2007.

NERI, M. C. (Ed.). *Miséria em queda: mensuração, monitoramento e metas*. Centro de Políticas Sociais do Ibre/FGV, 2005.

RIBAS, R. P.; MACHADO, A. F. *Distinguishing chronic poverty from transient poverty in Brazil: developing a model for pseudo-panel data*. Brasília: International Poverty Centre, 2007 (IPC Working Paper, n. 36).

_____; SOARES, S. S. *Sobre o painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE*. Rio de Janeiro: Ipea, 2008 (Texto para Discussão, n. 1.348).

ROCHA, S. *Renda e pobreza: os impactos do Plano Real*. Rio de Janeiro: Ipea, 1996 (Texto para Discussão, n. 439).

SOARES, F. V.; SOARES, S. S. D.; MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. G. Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Ed.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: Ipea, v. 2, p. 87-129, 2007.

SOARES, S. S. D. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. *Econômica*, Niterói, v. 8, p. 83-115, 2006.

TAROZZI, A.; DEATON, A. *Using census and survey data to estimate poverty and inequality for small areas*. Princeton University, Department of Economics, 2007.

WORLD BANK. *Brazil: measuring poverty using household consumption*. Poverty Reduction and Economic Management Sector Unit, 2006 (Report, n. 36.358-BR).

(Originais submetidos em junho de 2008. Última versão recebida em dezembro de 2009. Aprovada em fevereiro de 2010).

ANEXO

QUADRO A.1

Variáveis utilizadas no processo de imputação das outras rendas

	Aposentadorias	Pensões	Outras rendas dos	
			pobres	ricos
Logaritmo do número de membros do domicílio	x	x	x	x
<i>Dummy</i> se há mais de uma família no domicílio	x	x	x	x
<i>Dummy</i> se a maioria dos moradores está em idade ativa	x	x	x	x
<i>Dummy</i> para ausência de crianças com nove anos ou menos	x	x	x	x
<i>Dummy</i> para presença de até uma criança com nove anos ou menos	x	x	x	x
<i>Dummy</i> para ausência de jovens entre 10 e 17 anos	x	x	x	x
<i>Dummy</i> para presença de até um jovem entre 10 e 17 anos	x	x	x	x
<i>Dummy</i> para presença de até um idoso com 65 anos ou mais	x	x	x	x
<i>Dummy</i> se chefe do domicílio reside com cônjuge	x	x	x	x
<i>Dummy</i> para chefe do sexo masculino			x	x
<i>Dummy</i> para chefe de cor branca			x	x
Idade do chefe no domicílio			x	x
Idade do chefe ao quadrado			x	x
<i>Dummy</i> se o chefe possui 40 anos ou mais			x	x
<i>Dummy</i> se o chefe possui 50 anos ou mais			x	x
<i>Dummy</i> se o chefe possui 65 anos ou mais			x	x
<i>Dummy</i> se o chefe possui ensino fundamental completo			x	x
<i>Dummy</i> se o chefe possui ensino médio completo			x	x
<i>Dummy</i> se o chefe possui ensino superior completo			x	x
<i>Dummy</i> para pessoa do sexo masculino	x	x		
<i>Dummy</i> para pessoa de cor branca	x	x		
Idade da pessoa	x	x		
Idade da pessoa ao quadrado	x	x		
<i>Dummy</i> se a pessoa possui 40 anos ou mais	x	x		
<i>Dummy</i> se a pessoa possui 50 anos ou mais	x	x		
<i>Dummy</i> se a pessoa possui 65 anos ou mais	x	x		
<i>Dummy</i> se a pessoa reside com seu cônjuge	x	x		
<i>Dummy</i> se a pessoa possui ensino fundamental completo	x	x		
<i>Dummy</i> se a pessoa possui ensino médio completo	x	x		
<i>Dummy</i> se a pessoa possui ensino superior completo	x	x		
<i>Dummy</i> se a pessoa está desempregada	x	x		
<i>Dummy</i> se a pessoa já trabalhou alguma vez	x	x		
<i>Dummy</i> se a pessoa ficou mais de um ano no trabalho anterior	x	x		
<i>Dummy</i> se a pessoa está há mais de um ano sem ocupação	x	x		
<i>Dummy</i> se a pessoa está atualmente contribuindo para a previdência	x	x		
<i>Dummy</i> se a pessoa está há mais de um ano na ocupação atual	x	x		

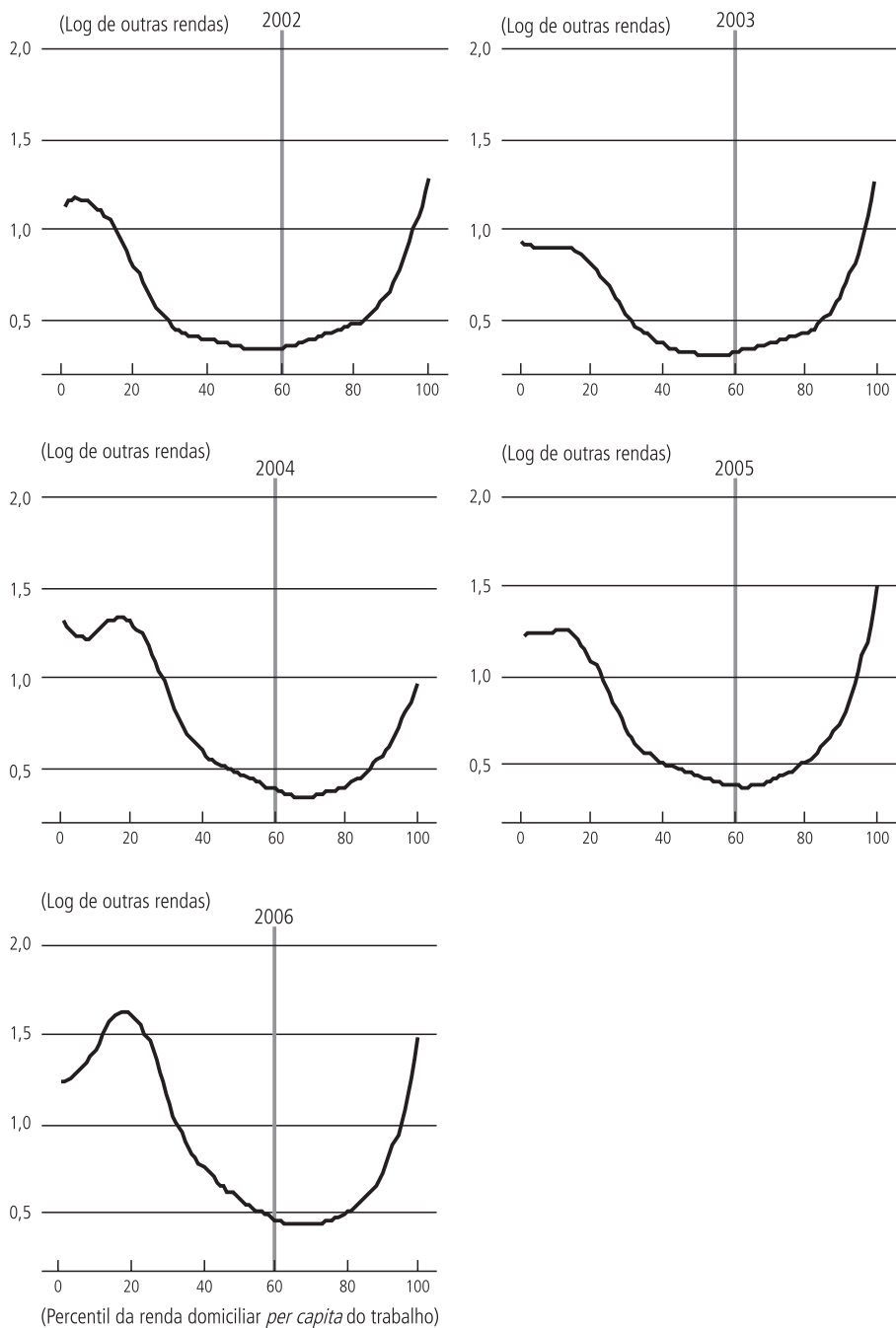
(continua)

(continuação)

	Aposentadorias	Pensões	Outras rendas dos	
			pobres	ricos
<i>Dummy</i> se a pessoa está ocupada no setor formal	x	x		
<i>Dummy</i> se a pessoa está em ocupação de nível técnico	x	x		
<i>Dummy</i> se a pessoa está em ocupação de nível superior	x	x		
<i>Dummy</i> se a pessoa estava ocupada	x	x		
Interação entre <i>dummy</i> para pessoa ocupada e log do rendimento do trabalho	x	x		
<i>Dummy</i> se havia pessoa ocupada no domicílio			x	
Logaritmo dos rendimentos do trabalho no domicílio				x
Interação entre <i>dummy</i> para pessoas ocupadas e log dos rendimentos do trabalho no domicílio			x	
<i>Dummy</i> para outras pessoas ocupadas no domicílio	x	x		
Interação entre <i>dummy</i> para outras pessoas ocupadas e log de seus rendimentos no trabalho	x	x		
<i>Dummy</i> se havia mais de um desempregado no domicílio	x	x	x	x
<i>Dummy</i> se havia mais de uma pessoa ocupada no domicílio	x	x	x	x
<i>Dummy</i> se havia uma pessoa com mais de um ano na ocupação atual	x	x	x	x
<i>Dummy</i> se havia um adulto com ensino fundamental completo	x	x	x	x
<i>Dummy</i> se havia mais de um adulto com ensino fundamental completo	x	x	x	x
<i>Dummy</i> se havia um adulto com ensino médio completo	x	x	x	x
<i>Dummy</i> se havia um adulto com ensino superior completo	x	x	x	x
<i>Dummy</i> se havia uma pessoa ocupada no setor formal	x	x	x	x
<i>Dummy</i> se havia uma pessoa em ocupação de nível técnico	x	x	x	x
<i>Dummy</i> se havia uma pessoa em ocupação de nível superior	x	x	x	x
<i>Dummy</i> se havia uma pessoa atualmente contribuindo para a previdência	x	x	x	x
<i>Dummy</i> para presença de criança trabalhando	x	x	x	x
<i>Dummy</i> para ausência de adulto analfabeto	x	x	x	x
<i>Dummy</i> para ausência de adulto analfabeto funcional	x	x	x	x

Fonte: Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.1

Relação entre renda do trabalho e outras rendas nas PNADs de 2002-2006

Fonte: Elaboração própria com base nas PNADs de 2002-2006.

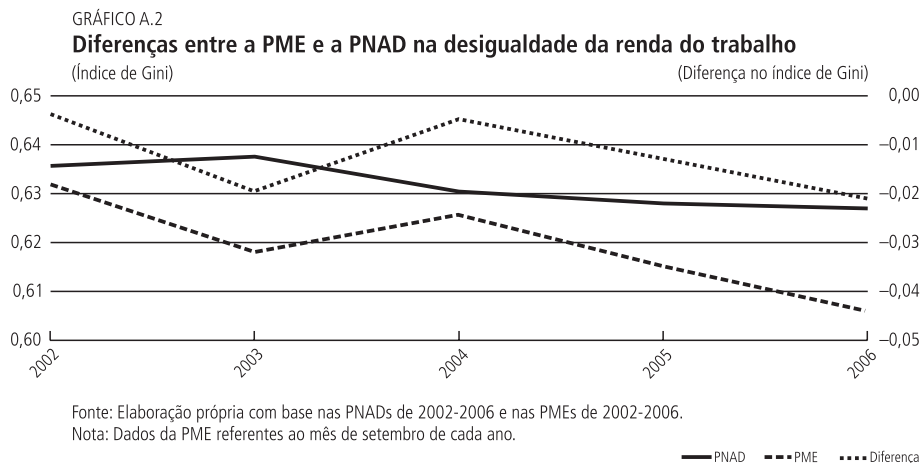


TABELA A.1

Linhas de pobreza e indigência para as regiões metropolitanas brasileiras

Códigos	RM	Linhas de (R\$) ¹	
		Indigência (extrema pobreza)	Pobreza (mínimo sustento)
26	Recife	62	104
29	Salvador	63	108
31	Belo Horizonte	59	103
33	Rio de Janeiro	62	107
35	São Paulo	65	115
43	Porto Alegre	64	111

Fonte: World Bank (2006).

Nota: ¹ Linhas calculadas a preços de janeiro de 2003.

TABELA A.2

Composição da renda domiciliar por ano na PNAD

Ano	Proporção da renda domiciliar proveniente de				
	Trabalho	Aposentadoria	Pensão	Outras rendas	
				Pobres	Ricos
2002	0,7252	0,1510	0,0636	0,0418	0,0184
2003	0,7099	0,1736	0,0802	0,0190	0,0173
2004	0,7027	0,1717	0,0844	0,0280	0,0133
2005	0,7169	0,1631	0,0718	0,0256	0,0226
2006	0,7111	0,1680	0,0748	0,0239	0,0223

Fonte: PNADs de 2002-2006.

RESERVAS INTERNACIONAIS PARA O BRASIL: PATAMARES ÓTIMOS E CUSTOS FISCAIS*

Christian Vonbun**

Este artigo mostra o cálculo do nível ótimo de reservas internacionais para o Brasil no período entre o primeiro trimestre de 1998 e o quarto de 2008, por meio da metodologia proposta por Jeanne e Ranciére (2006). São estimados os custos fiscais da retenção desse ativo, bem como as economias e os custos fiscais desnecessariamente incorridos nos períodos em que as reservas observadas diferiram do nível ótimo, em diversos cenários. De acordo com os resultados obtidos, o nível de reservas observado recentemente no Brasil parece encontrar-se um pouco acima do nível ótimo, de acordo com os cenários e hipóteses mais prováveis para os principais parâmetros do modelo. Se a trajetória recente de rápido crescimento das reservas for retomada, os custos fiscais tendem a ser cada vez maiores para o governo e para os contribuintes.

1 INTRODUÇÃO

O papel clássico das reservas internacionais é o de garantir uma determinada cotação ou uma banda cambial e financiar déficits temporários no balanço de pagamentos (HELLER, 1968). Todavia, historicamente, países com câmbio flutuante continuaram a acumular reservas cambiais, fato que permanece nos dias atuais. A razão disso é que as reservas internacionais são úteis para evitar e/ou mitigar os custos de crises, como “paradas súbitas” (*sudden stops*), *defaults* e mesmo crises cambiais (AIZENMAN e LEE, 2007). Elas também podem ser usadas em regimes de flutuação suja – em que o banco central (BC) “administra” as taxas de câmbio para reduzir sua volatilidade ou para tentar influenciar sua cotação – relacionados ao que Calvo e Reinhart (2002) chamaram de “medo de flutuar” (*fear of floating*), em que as reservas também têm o papel de facilitar uma volta atrás na decisão de liberalizar o câmbio. Além disso, a liquidez internacional pode adicionalmente representar uma aplicação temporária de recursos que virão a ser utilizados para o pagamento de obrigações a vencer, por exemplo.

Contudo, há custos em sua manutenção, estes ligados ao *spread* entre os juros recebidos com a aplicação das reservas nos mercados internacionais e os retornos abdicados por não se investir em alguma aplicação alternativa desses recursos, como o repagamento de dívidas interna e/ou externa e o investimento produtivo, por exemplo. Havendo custos e benefícios, é bem provável que haja um volume

* O autor agradece a colaboração de Fernando Gonçalves, os comentários de Elcyon C. Rocha Lima e de Marcelo Nonnenberg e os dados fornecidos por Katia Rocha, bem como aos dois pareceristas anônimos e ao editor da revista *Pesquisa e Planejamento Econômico*, pelos valiosos comentários e sugestões. Todas as falhas e omissões são de responsabilidade do autor.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas – DIMAC/Ipea.

ótimo de reservas internacionais, que iguala os custos e benefícios marginais da manutenção do ativo.¹

Isto motivou o florescimento da literatura sobre reservas ótimas, a partir da contribuição seminal de Kenen e Yudin (1965), Heller (1966), e Machlup (1966). Diversas contribuições se seguiram, muitas das quais apenas preocupadas em explicar a função de demanda por reservas, visto que, ao contrário do que previa a teoria, países que abandonaram as paridades cambiais, após o colapso do sistema Bretton Woods, mantiveram e, em alguns casos, elevaram a demanda pelo ativo.²

Mas a literatura sobre reservas ótimas avançou, com destaque para Hamada e Ueda (1977) e Frenkel e Jovanovic (1981) e, mais recentemente, Ben-Bassat e Gottlieb (1992). Os dois últimos desenvolveram um modelo simples, que minimizava uma função perda do governo, que incluía os custos de uma crise, bem como os efeitos das reservas em reduzir sua probabilidade.³

O tema, contudo, perdeu importância na década de 1980. Foi apenas com as crises cambiais da segunda metade dos anos 1990 e o subsequente movimento de rápida acumulação de reservas que a literatura ganhou novo fôlego. A nova safra de pesquisas se caracterizou pela introdução de novos modelos, com destaque para o modelo de Jeanne e Ranciére (2006) – doravante JR – um dos primeiros esforços para produzir um modelo microfundamentado.

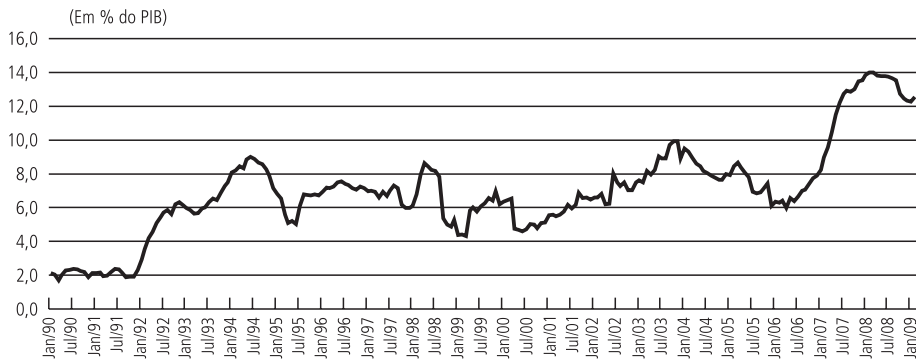
Em linha com o fenômeno de contínua expansão da aquisição de liquidez internacional – notadamente por países emergentes (JEANNE, 2007) e exportadores de petróleo – que se seguiu às crises dos anos 1990, e que foi denominado por Wyplosz (2007) “massiva acumulação de reservas internacionais” (WYPLOSZ, 2007, p. 1, tradução nossa), o Brasil também iniciou um relevante processo de compra do ativo. De fato, o nível de reservas internacionais mantidas pelo Banco Central do Brasil (BCB) apresentou um crescimento praticamente monotônico até o agravamento da crise financeira dos Estados Unidos. Em agosto de 2008, elas já atingiam a cifra de US\$ 205,1 bilhões, após o que registraram leve queda para US\$ 186,9 bilhões, em fevereiro de 2009. O gráfico 1 mostra a evolução da razão reservas/Produto Interno Bruto (PIB), que apresenta elevação explosiva no período recente e retração pós-crise, já revertida em fevereiro de 2009, ainda que devido ao efeito da retração do PIB em dólares, e não do aumento da liquidez internacional.

1. Para uma boa resenha da literatura sobre reservas internacionais, consulte Bahmani-Oskoei e Brown (2002). Cavalcanti e Vonbun (2008) também fazem uma resenha mais curta, porém mais atualizada, sobre o tema.

2. Alguns exemplos são os trabalhos de Clark (1970), Heller e Kahn (1978), Saidi (1981), Frenkel (1980a, 1980b, 1983).

3. Este foi um dos modelos que mais gerou aplicações e extensões, podendo-se citar: Cavalcanti e Vonbun (2007 e 2008), Angarita (2006), Ozyildirim e Yaman (2005), GIE (2004), Vimolchalao (2003), Blanco e Córdoba (1996) e Oliveros e Varela (1994), entre outros.

GRÁFICO 1
Reservas internacionais – conceito liquidez



Fonte: BCB.

De acordo com dados do BCB, no ano de 2008, o Brasil possuía reservas 3,71 vezes maiores do que em 1997, ano da crise da Ásia, quando o país tinha câmbio afixado e sobreviveu relativamente incólume ao evento – graças também à elevação dos juros pela autoridade monetária.

De fato, a pouca literatura sobre o tema no Brasil mostra evidências de uma acumulação exagerada de reservas. Silva e Silva (2004) empregaram o modelo de Frenkel e Jovanovich (1981), calculando o nível ótimo de reservas entre janeiro de 1995 e março de 2004, e concluíram que o BCB já possuía, naquele momento, mais reservas que o considerado ótimo. Cavalcanti e Vonbun (2008) utilizaram o modelo de Ben-Bassat e Gottlieb (1992) para estimar o nível ótimo de reservas⁴ para o período entre 1999 e 2007, aprofundando as extensões feitas sobre o referido modelo, anteriormente apresentadas em Cavalcanti e Vonbun (2007).⁵ Na maioria dos cenários, especialmente nos considerados mais prováveis, a conclusão foi de que as reservas observadas estariam acima dos patamares ótimos estimados.

Entretanto, a relativa escassez de pesquisas acerca do nível ótimo de reservas para o país sugere a necessidade de novas aplicações para o caso brasileiro, inclusive em função das limitações de cada modelo específico.

Conforme mencionado, Jeanne e Ranciére (2006) apresentam um modelo de determinação de reservas ótimas que possui as desejáveis características de ser microfundamentado – portanto, é coerente com as hipóteses microeconômicas de agentes racionais e maximizadores, o que incrementa a probabilidade de obtenção

4. O artigo também calculou os custos sociais da sobreacumulação das reservas, para cenários selecionados.

5. Essas extensões se referem à endogenização do *spread*, que representa o custo de oportunidade da manutenção das reservas, antes considerados exógenos ao modelo.

de resultados consistentes – e de respeitar o problema de otimização intertemporal de uma pequena economia sujeita a um choque no balanço de pagamentos. Além disso, o modelo é um dos primeiros a apresentar uma estrutura dinâmica e é pioneiro em admitir a calibragem de algum grau discricionário de aversão ao risco.

O modelo assume que as reservas serviriam como um seguro, e seriam usadas para mitigar os custos de uma parada súbita exógena. Seus autores afirmam que seu trabalho consegue explicar “uma parte significativa da variação inter-regional do nível observado de reservas (...)” (JEANNE e RANCIÈRE, 2006, p. 3, tradução nossa) e capturar diversos fatos estilizados de episódios de paradas súbitas.

Conforme definido em Calvo (1998), paradas súbitas são interrupções no influxo de capitais para países emergentes, os quais podem levar a importantes reduções da absorção externa e do crescimento de curto prazo das economias afetadas.⁶ Os modelos desta literatura não costumam se preocupar com as causas do evento, mas com suas consequências, daí o motivo de o modelo considerar as crises como exógenas.⁷

O principal objetivo deste trabalho é apresentar o cálculo do nível ótimo de reservas para o Brasil por meio da metodologia de Jeanne e Ranciére (JR), algo inédito na literatura, o que permite a comparação com os resultados dos anteriores, contribui para o debate acerca da acumulação de reservas pelo país e fornece subsídios aos formuladores de política. Além disso, a segunda meta do artigo consiste em calcular o custo ou a economia fiscal de manter as reservas fora do volume ótimo, o que aparentemente é algo também inédito na literatura. A importância deste cálculo é a de tornar mais palpável e transparente o custo da política de reservas, permitindo a comparação desta política com usos alternativos dos recursos públicos disponíveis.

Os resultados indicam que a política de reservas do BCB não foi inadequada no período analisado como um todo, mas também apontam para uma moderada sobreacumulação recente de liquidez internacional por parte da autoridade monetária, em relação aos volumes ótimos, nos principais cenários. As estimativas dos custos fiscais totais anualizados de carregamento das reservas ficaram entre 3,17% e 3,21% do PIB. Além disso, os gastos fiscais excessivos esperados, também estimados, apontam para custos reais na faixa entre 0,04% e 2,04% do PIB, excetuando-se os dois cenários, tidos como excessivamente conservadores, que sugerem que as reservas ótimas seriam superiores às observadas.

A próxima seção descreve o modelo de JR. A seguinte discute as hipóteses e parâmetros utilizados no modelo para o cálculo das reservas ótimas e apresenta

6. Ver Jeanne e Ranciére (2006) para um maior detalhamento do impacto dos *sudden stops* sobre a absorção externa e o produto.

7. É bem possível, contudo, que o nível de reservas impacte a probabilidade, além da intensidade das crises. Uma extensão do modelo de JR admite esta possibilidade, mas tal estimativa não será realizada neste artigo, uma vez que o modelo apresentado em Cavalcanti e Vonbun (2007) já leva esta hipótese em consideração.

seus resultados, discutindo-os brevemente. A quarta seção mostra estimativas dos custos fiscais de manter as reservas e dos “desperdícios” causados pela manutenção do ativo em volumes não ótimos. A quinta seção traz a conclusão e as considerações finais.

2 O MODELO DE JEANNE E RANCIÈRE

Conforme mencionado, o modelo de JR é desenhado para captar os fatos estilizados de uma parada súbita, bem como dos efeitos das reservas como mitigador dos efeitos de uma crise exógena ao modelo.

O modelo considera uma economia com tempo discreto, e a economia do país doméstico é composta pelo setor privado e pelo governo. O primeiro é modelado por meio de um consumidor representativo, sujeito à restrição orçamentária abaixo:

$$C_t = Y_t + L_t - (1+r)L_{t-1} + Z_t \quad (1)$$

O produto doméstico é representado por Y_t e L_t corresponde à dívida externa (privada) do consumidor representativo, enquanto Z_t é a transferência líquida do governo. Representa-se o consumo por C_t . A taxa de juros real r é constante e assume-se que o setor privado não deixa de pagar a dívida externa. Tanto o produto quanto a dívida externa privada crescem à taxa exógena g (que é, por hipótese, menor que r), até que ocorra uma parada súbita. O evento implica uma crise de rolagem da dívida, que afeta o produto, o qual cai abaixo da tendência de crescimento de longo prazo, na proporção γ . Assume-se que L (a dívida externa privada) cai a zero em uma crise, ou seja, é plenamente saldada, por motivos de normalização. Após a crise, L permanece em zero e o produto retorna à sua trajetória de longo prazo. A probabilidade de ocorrência de paradas súbitas é de π a cada período, após o que toda incerteza acaba.⁸ Denotando os subscritos b , d e a como antes, durante e após as crises e λ como o nível de dívida externa privada (de curto prazo) como proporção do PIB no período pré-crise, as hipóteses assumidas podem ser representadas por:

$$Y_t^b = Y_t^a = (1+g)^t Y_0, Y_t^d = (1-\gamma)(1+g)^t Y_0 \quad (2)$$

$$L_t^b = \lambda(1+g)^t Y_0, L_t^d = L_t^a = 0 \quad (3)$$

8. A hipótese é que, após a crise, o *default* e o repagamento dos compromissos privados, a normalidade seja restaurada, em função de não haver dívida externa pública nem a necessidade de rolagem da dívida privada, quitada por meio da utilização das reservas.

Ao contrário do setor privado, o governo emite dívidas de longo prazo que podem não ser pagas em uma parada súbita.⁹ O preço de um título antes de uma crise, portanto, é:

$$P = \frac{1}{r + \delta + \pi} \quad (4)$$

onde δ é o prêmio a termo,¹⁰ que não inclui o prêmio de risco, já considerado em π . Conforme mencionado, r é a taxa de juros de curto prazo, que incide sobre a dívida externa privada. Assim, o governo paga um *spread* sobre a dívida externa privada de curto prazo, em função do risco de *default* e do prêmio a termo. A premissa de que o governo emite os títulos de longo prazo para financiar as reservas implica:

$$R_t = PN_t \quad (5)$$

onde N_t é o número de títulos emitidos no momento t . As reservas são acumuladas antes de uma parada súbita, já que a própria definição do evento implica a impossibilidade de emissão de títulos. Importante notar, assume-se que os títulos pagam um cupom de uma unidade de produto por período, até a ocorrência de um *default*. Assim, a restrição orçamentária do governo fica:

$$Z_t + R_t + N_{t-1} = P(N_t - N_{t-1}) + (1+r)R_{t-1} \quad (6)$$

O termo N_{t-1} , do lado esquerdo da equação se refere ao pagamento de juros (cupom) sobre o título, que paga uma unidade de produto por período. A partir da equação (6), pode-se chegar ao valor das transferências, antes do *sudden stop*:

$$Z_t^b = -\left(\frac{1}{P} - r\right)R_{t-1} = -(\delta + \pi)R_{t-1} \quad (7)$$

Como se pode observar, a transferência é negativa, isto é, o governo tem que tributar o consumidor representativo para pagar o custo de carregamento das

9. Em função do fato de que uma crise implica o não pagamento dos títulos, a maturidade esperada dos mesmos é $1/\pi$, já que o título deixa de existir com o evento.

10. Dado que os títulos públicos são de longo prazo e que os privados são de curto e que o prêmio de risco já foi contabilizado, resta o resíduo δ , que contabiliza, portanto, a remuneração pelo maior prazo da dívida pública.

reservas. Este custo é proporcional à probabilidade de crises e ao prêmio a termo (*term premium*). No caso de ocorrência de uma parada súbita, o governo transfere as reservas (líquidas do último pagamento de juros) ao consumidor representativo, para que ele repague a dívida externa do consumidor representativo, que não foi rolada.

$$Z_t^d = (1 - \delta - \pi)R_{t-1} \quad (8)$$

JR assume $\delta + \pi < 1$, o que assegura que esta transferência será positiva. De acordo com as hipóteses do artigo, o governo se torna inativo após o *sudden stop*, de modo que R_t , N_t e Z_t são iguais a zero. Usando as equações (7) e (8) para substituir a variável Z_t na equação (1), obtemos o nível de consumo doméstico nas três situações possíveis: antes, durante e depois de um *sudden stop*.

$$C_t^b = Y_t^b + L_t^b - (1 + r)L_{t-1}^b - (\delta + \pi)R_{t-1} \quad (9)$$

$$C_t^d = (1 - \gamma)Y_t^b - (1 + r)L_{t-1}^b + (1 - \delta - \pi)R_{t-1} \quad (10)$$

$$C_t^a = Y_t^a \quad (11)$$

As equações (9) e (10) deixam claro o *trade-off* envolvido na escolha do volume de reservas: o consumo será menor no período t , se as reservas subirem em $t - 1$, caso não ocorra crise. Em caso de crise, o consumo será maior em t , se as reservas forem mais elevadas. Assim, acumular reservas é como fazer um seguro, que transfere poder de compra entre os períodos e os estados da natureza descritos.

A função objetiva do governo é a que maximiza o valor presente esperado da utilidade do consumidor representativo.

$$U_t = \sum_{s=0, \dots, \infty} (1 + r)^{-s} u(C_{t+s}) \quad (12)$$

A função utilidade esperada (interpretada como fluxo) tem, de acordo com a especificação do artigo, a forma funcional abaixo, onde σ representa o grau de aversão ao risco do governo.

$$u(C) = \frac{C^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma} \quad (13)$$

Visto isso, o problema do governo é obter o nível de reservas que maximize a utilidade esperada (U_t) em cada período t , antes, naturalmente, da ocorrência de uma crise.¹¹ Assim:

$$R_t = \arg \max (1 - \pi)u(C_{t+1}^b) + \pi u(C_{t+1}^d) \quad (14)$$

A condição de primeira ordem, considerando que C_{t+1}^b e C_{t+1}^d são dados pelas equações (9) e (10), é:

$$\pi(1 - \delta - \pi)u'(C_{t+1}^d) = (1 - \pi)(\delta - \pi)u'(C_{t+1}^b) \quad (15)$$

Definindo p_t como a taxa marginal de substituição entre o consumo no período de *sudden stop* e o período anterior a uma crise, conforme expresso abaixo:

$$p_t = \frac{u'(C_t^d)}{u'(C_t^b)} \quad (16)$$

Podemos, então, reescrever a condição de primeira ordem (15):

$$\rho = \lambda + \gamma - \frac{p^{1/\sigma} - 1}{1 + (p^{1/\sigma} - 1)(1 - \delta - \pi)} \left(1 - \frac{r - g}{1 + g} \lambda - (\delta + \pi)(\lambda + \gamma) \right) \quad (17)$$

onde ρ é a proporção do PIB que dá o nível ótimo de reservas.¹² Esta é a equação, portanto, que determina o nível ótimo de reservas, como fração do produto.

2.1 Discussão do modelo

Como já foi observado, o modelo de JR apresenta uma estrutura dinâmica, microfundamentada, que permite um cálculo coerente das reservas ótimas para países sujeitos a *sudden stops*, sendo o pioneiro em incorporar a aversão ao risco das autoridades e a captar fatos estilizados desses episódios. Outra vantagem do mesmo, em relação aos anteriores, é a possibilidade de se trabalhar com uma

11. O texto mostra que acumular reservas equivale a substituir dívidas de curto prazo por dívidas de longo prazo, no consolidado dos passivos do país, ou seja, é equivalente a repagar as dívidas de curto prazo por meio do endividamento de longo prazo. Isto reduz o risco de liquidez, mas eleva o custo de carregamento da dívida.

12. Onde λ é a razão entre a dívida externa privada em relação ao PIB; δ é o prêmio a termo; g é a taxa de crescimento do PIB; r é a taxa de juros sobre a dívida externa privada de curto prazo; γ é o custo de uma parada súbita, em termos de PIB, e π é a probabilidade de uma parada súbita.

solução analítica, ao contrário de modelos que o antecedem, que exigem soluções numéricas.¹³ Segundo seus autores, o trabalho é capaz de captar diversos fatos estilizados da literatura de *sudden stops*, bem como de explicar diferenças inter-regionais nos níveis de reservas internacionais observadas em diversos países. O fato de ser microfundamentado confere ao modelo a faculdade de respeitar as hipóteses microeconômicas de agentes racionais maximizadores e de não apenas respeitar as restrições orçamentárias intertemporais, como também de levá-las em consideração na formulação da política.

Todavia, como todos os modelos, o de JR também apresenta uma série de limitações. A primeira delas é considerar a probabilidade de crises e o custo de captação externo como exógenos ao volume de reservas.¹⁴ Ainda, o modelo não considera benefícios relativos à gestão da taxa de câmbio (e de sua volatilidade) pelo BC. Além disso, o principal custo de oportunidade das reservas seria a soma de um prêmio a termo e de um prêmio de risco que a autoridade monetária pagaria acima do que remuneram os títulos dos agentes privados, que se endividam apenas no curto prazo. Esta é uma meia verdade, visto que a hipótese de que o setor privado não dá *default* na dívida externa é muito forte, especialmente em um contexto em que o setor público o faz. Na prática, ainda que haja um prêmio a termo, quem paga um prêmio de risco sobre os títulos públicos é o setor privado. Por outro lado, faz sentido crer que o prêmio de risco seja maior quanto mais distante o vencimento, com um prêmio de risco no longo prazo apresentando um valor mais elevado que o prêmio de risco de um título de curto prazo. Como o modelo assume que o setor privado se endivida apenas no curto prazo, esta simplificação é aceitável. É importante salientar que isto ocorre em virtude da hipótese do modelo de que apenas o setor público emite títulos de longo prazo – e de que ele tem vantagens comparativas em relação ao setor privado para fazê-lo.¹⁵ Isto justifica o porquê de apenas o setor público ter risco de *default*, relacionado a títulos de longo prazo.

O modelo também assume que cada dólar das reservas tem a capacidade de mitigar exatamente um dólar de custo de uma crise, o que pode não acontecer. Uma vez ocorrida a crise, o uso das reservas pode reduzir o custo da crise em proporção menor (ou maior) ao valor despendido, não havendo razoável certeza, em nível teórico ou empírico, para crer em nenhum valor *a priori*.

Outra hipótese simplificadora que dificulta a utilização de dados observados no modelo é a de que a taxa de juros livre de risco no mercado internacional tem de

13. Este é o caso, por exemplo, de Caballero e Panageas (2004) e de Ben-Bassat e Gottlieb (1992) e seus derivados.

14. De fato, o modelo prevê a incorporação da probabilidade de crise endógena, mas, devido à maior complexidade de cálculo, esta não será abordada neste artigo, inclusive, por já ter sido considerada em Cavalcanti e Vonbun (2008).

15. O artigo mostra o porquê desta vantagem, mas isto foge ao escopo do presente trabalho.

ser maior ou igual à taxa de crescimento do PIB, após uma parada súbita (JEANNE e RANCIÉRE, 2006, p. 7) e que a dívida externa privada é totalmente saldada. Essas hipóteses não apenas implicam dificuldades para a solvência de longo prazo do devedor, como também não são necessariamente observadas na prática.

O modelo desconsidera outros fatores que implicam maior vulnerabilidade externa, como a entrada progressiva de investimentos de curto e de longo prazos, por exemplo. Também é ignorada a possibilidade de recuperação de recebíveis em caso de um não pagamento da dívida externa, pois, nessa situação, esses títulos perdem inteiramente o valor e não são mais saldados. Naturalmente, esta hipótese é extrema e não representa o que ocorreu na maioria dos casos de crises de *default*. Por um lado, isto traz implicações sobre os custos de um *default* (elevando-os) e sobre o *spread* pago pelo governo. Por outro, havendo expectativa de recuperação de compromissos não quitados, os *spreads* caem em relação ao caso em que não há essa expectativa, mesmo a uma probabilidade constante de *default*. Portanto, o prêmio de risco observado na realidade tende a apresentar um componente que o distancia da probabilidade de uma crise (π , no modelo de JR), que o modelo não contabiliza.

3 APLICAÇÃO PARA O BRASIL

3.1 Descrição e estimativas dos parâmetros

O comportamento das reservas ótimas é determinado por sete parâmetros: *i*) a probabilidade de uma parada súbita (*sudden stop*), π ; *ii*) o custo desta crise como proporção do PIB, γ ; *iii*) a proporção de dívida externa privada sobre o PIB, λ ; *iv*) a taxa de juros de curto prazo livre de risco (o retorno das reservas), r ; *v*) o prêmio de termo (*term premium*), δ ; *vi*) a taxa de crescimento da economia, g ; e *vii*) a aversão ao risco, σ .

Os resultados do modelo são, naturalmente, sensíveis aos parâmetros nele introduzidos, e justamente na sua escolha reside uma das principais contribuições deste artigo, já que o modelo em si é rigorosamente o mesmo proposto por JR. Entretanto, as tentativas de calibrar o modelo com dados que representem a realidade do Brasil esbarram nas dificuldades de se observar e estimar alguns desses parâmetros. Isto torna vantajosa a utilização de cenários, o que permite a formulação de hipóteses e aumenta o intervalo de confiança dos resultados. Para a construção desses cenários, é necessário definir as variáveis, explicar sua origem e mostrar as suas estimativas, de modo que a construção dos cenários seja balizada em uma argumentação razoável. É isto que se busca fazer nesta seção.

Primeiramente, é importante ressaltar que a política de reservas não é uma política conjuntural, exceto quando o objetivo seja, explicitamente, o de administrar ativamente a taxa de câmbio. No que se refere ao modelo de JR, trata-se de uma

política de minimização do impacto de crises inevitáveis, o que muito se assemelha a um seguro. Assim, à óbvia exceção da ocorrência de uma crise, o nível de reservas não deve ser determinado em função de fatores conjunturais. Apenas deve ser adaptado em função de alterações estruturais dos parâmetros, razão para o uso de médias de longo prazo na maioria dos cenários de calibragem do modelo.

Algumas variáveis são invariáveis entre os cenários – exceto os que usam médias móveis –, pois ou são observáveis ou são valores usualmente empregados na literatura.

Assim, será utilizado o mesmo coeficiente de aversão ao risco (σ) empregado por JR, de valor 2. Segundo JR, este é o valor-padrão da literatura de ciclos reais de negócios. Gonçalves (2007), em modelo baseado no de JR, também utiliza essa mesma hipótese. Já a média observada da proporção da dívida externa privada sobre o produto (λ), no Brasil,¹⁶ entre o quarto trimestre de 1995 e o último de 2008, foi de 17,25%.

A taxa de juros r foi aproximada pelo retorno dos bônus de cinco anos (maturidade constante) do Tesouro dos Estados Unidos, com dados obtidos junto ao Federal Reserve Bank of Minneapolis. Ainda que o modelo de JR indique a utilização de títulos de curto prazo – portanto, de prazo menor que um ano –, há três motivos para usarmos taxas de juros de médio prazo (cinco anos). O primeiro é que as empresas privadas brasileiras parecem conseguir captar títulos de cinco anos com a mesma facilidade que títulos de curto prazo, quando observamos os dados sobre títulos corporativos do JP Morgan. O segundo é que os juros muito curtos são demasiadamente influenciados pelos movimentos de política monetária do Federal Reserve (Fed), que distorcem a curva de juros. Os títulos de cinco anos também sofrem este efeito, mas em menor intensidade. O último motivo é a virtual inexistência de títulos soberanos brasileiros de vida média de um ano. Portanto, apenas foi possível calcular o *spread* (δ) entre títulos de cinco anos e os títulos de prazo mais longo. Note-se que esta opção reduz o *spread* δ e, conseqüentemente, o custo de carregamento das reservas, o que contribui para a sobre-estimação das reservas ótimas por este modelo.

Assim, o prêmio a termo δ advém do *spread* entre os retornos no mercado secundário de dois títulos públicos soberanos de curto e longo prazos, o BR *Republic* 10 (vida média de 4,9 anos, na amostra) e o BR *Republic* 40 (vida média de 36,1 anos), ambos obtidos junto à base de dados do JP Morgan. Infelizmente, contudo, as heterogeneidades entre as maturidades, datas de lançamento e de vencimento dos diversos títulos limitam o período da amostra. Esses títulos foram escolhidos por apresentarem o maior período amostral em que há informações para ambos, ao mesmo tempo em que as vidas médias esperadas dos títulos os caracterizam

16. Dados oriundos do IPEADATA e do BCB.

claramente como tendo prazos bem diferentes. A diferença média entre os retornos desses títulos é de 1,89 ponto percentual (p.p.), em favor dos títulos mais longos, no período entre junho de 2002 e setembro de 2006. Este, portanto, foi o valor utilizado para o parâmetro δ .

O crescimento do PIB (g) foi calibrado com o valor médio do período entre o quarto trimestre de 1995 e o mesmo período de 2008: 3,2%.¹⁷ Ainda que este valor seja inadequado para refletir o comportamento do PIB brasileiro no final da amostra, cabe ressaltar a baixíssima sensibilidade do modelo a esse valor. Note-se que um teste em que se realizou a troca do valor do parâmetro de 3,2% para 5%, em dezembro de 2008 (no arcabouço do cenário 4), resultou em um volume de reservas apenas 0,49% menor. Assim, sem perder a consistência com a regra de formação das demais variáveis, a utilização da média amostral (bem abaixo do crescimento de 5,1% de 2008) para o período referido não traz prejuízos à análise.

Uma atenção especial foi prestada à estimativa de probabilidade de crise (π) na maioria dos cenários. Inclusive, sobre essa variável serão consideradas hipóteses diferentes entre os cenários. Foram feitas duas estimativas para este parâmetro. A primeira baseia-se na relação de equilíbrio (18) encontrada por Feder e Just (1977), também empregada por Ben-Bassat e Gottlieb (1992) e posteriormente por Angarita (2006), Ozyildirim e Yaman (2005), GIE (2004), Vimolchalao (2003), Blanco e Córdoba (1996) e Oliveros e Varela (1994), bem como por Cavalcanti e Vonbun (2007, 2008), como *proxy* para a probabilidade de crises de *default*.¹⁸

A equação dispõe que a probabilidade de *default* pode ser aproximada pelo valor descontado do *spread* da dívida externa em relação aos juros livres de risco, assumindo-se a hipótese de mercados eficientes e neutralidade ao risco. Como o modelo de JR assume que um *default* ocorre durante uma crise de *sudden stop*, é razoável supor que a mesma estimativa possa ser utilizada como *proxy* para a probabilidade de uma crise de parada súbita, ainda que nem todos os *defaults* ocorram em crises de parada súbita.¹⁹

A relação encontrada por Feder e Just (1977) é, portanto:

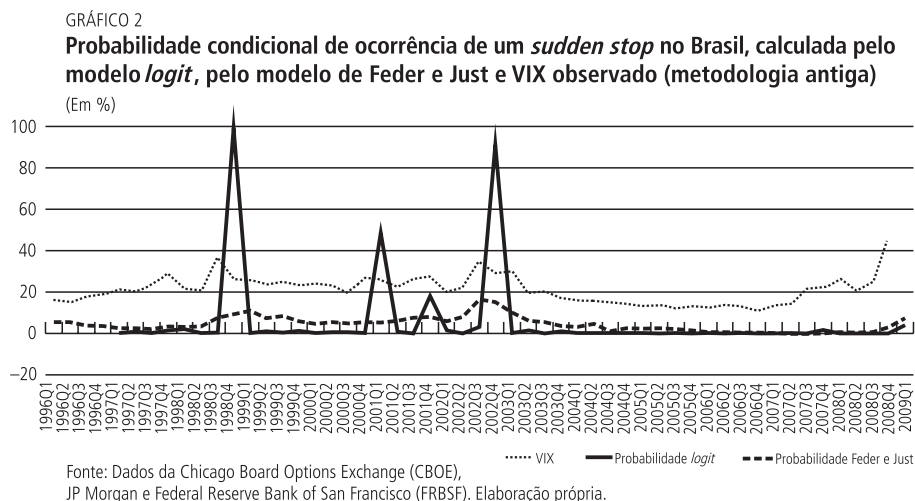
$$\frac{\pi}{(1 - \pi)} = \frac{(i_D - i_i)}{(1 + i_i)} \quad (18)$$

17. Dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) obtidos no IPEADATA, referentes à variação real do PIB.

18. Esta relação foi originalmente derivada com o objetivo de quantificar os componentes dos *spreads* dos títulos sobre a taxa LIBOR, no euromercado.

19. A frequência relativamente baixa de crises de *default* e de *sudden stop* permite fazer esta pequena aproximação.

onde π é a probabilidade de *default*, i_D é a taxa de juros paga sobre a dívida externa pública e i_i é a taxa de juros internacional, livre de risco e de prazo comparável. No nosso caso, a relação reduz-se ao quociente entre a diferença entre o risco país e o prêmio a termo (δ)²⁰ e o fator de desconto, cuja taxa de juros é representada pelo retorno médio dos bônus do Tesouro dos Estados Unidos de cinco anos, a taxa r . A subtração do termo δ se dá para compatibilizar a diferença da vida média entre o EMBI+ e a taxa de juros r , também retirando do cálculo do risco de crise o prêmio a termo, visto que o que interessa é o risco de *default*.^{21, 22} A partir desta relação, foi possível extrair a *proxy* da probabilidade média de parada súbita, que aparece no gráfico 2 (linha tracejada), já que tal probabilidade pode ser calculada em função de variáveis observáveis. É importante notar, contudo, que isto viola uma das hipóteses do modelo de JR, de que a probabilidade não é endógena às reservas. Como já demonstrou Ben-Bassat e Gottlieb (1992), entre outros, o risco país tende a ser, de fato, endógeno ao volume de reservas. Como se trata de uma *proxy*, é possível negligenciar esta ressalva.



O valor médio da probabilidade de crise para o período entre o último trimestre de 1995 e o mesmo período de 2008 foi de 4,54%, valor bem destoante do calibrado por JR, de 10%, mas mais consistente com a hipótese de eficiência do mercado e com os *spreads* observados.

20. De modo a converter o *spread* de longo prazo do EMBI+ em um *spread* de cinco anos. Contudo, isto implica uma aproximação, pois o EMBI+ tem vida média aproximada de 15 anos e δ foi calculado como a diferença entre títulos de 36 anos e de 5 anos. Esta aproximação tende a reduzir a probabilidade calculada de crise, portanto contribui para uma subestimativa das reservas ótimas, quando estimadas pelo modelo de JR.

21. Este último aproxima o risco de *sudden stop*.

22. Ver equação (4).

Em função das limitações de se trabalhar com probabilidades de um *sudden stop* por intermédio do risco país – sob a hipótese forte de neutralidade ao risco –, é conveniente apresentar também uma estimativa empírica. Portanto, a segunda metodologia aplicada consiste na estimação de um modelo *logit* em painel, inspirado no trabalho de Calvo, Izquierdo e Mejía (2004), que faz este tipo de estimativa.²³ A probabilidade estimada pelo modelo *logit*, que pode ser vista no gráfico 2 (linha cheia, sem marcador), é bastante volátil. Isto representa um complicador para a política de reservas, visto que seu volume ótimo – calculado em função desta probabilidade – não pode nem deve variar na mesma velocidade da chance estimada de uma crise, sob pena de se produzirem vultosos custos de transação ao BCB e desestabilizar o mercado cambial. A probabilidade se mostrou relativamente baixa no início da amostra, sofrendo leve elevação em finais de 1997 (de 0,08% no primeiro para 1,44% no último trimestre de 1997), em consequência da crise da Ásia. Contudo, já ao final de 1998, a chance de crise se aproximou dos 100% (99,17%) no último trimestre de 1998, após a crise da Rússia e logo antes da desvalorização cambial brasileira de 15 de janeiro de 1999.

A probabilidade voltou a patamares mais baixos (entre 0,02% e 1,22%) até o primeiro trimestre de 2001, quando subiu para 48,69%, respondendo ao estouro da bolha dos ativos tecnológicos dos Estados Unidos. Logo no mesmo ano, após queda para menos de 1% nos trimestres subsequentes, ocorreu uma nova alta na probabilidade de crise (18,13%) em função dos ataques de 11 de setembro e, possivelmente, do racionamento de energia elétrica ocorrido no Brasil no mesmo período. Em 2002, em função das incertezas eleitorais, e respondendo à saída de capitais decorrente, a probabilidade de *sudden stop* ultrapassou novamente os 90%, atingindo 91,06% no quarto trimestre.

Após alguma oscilação, a níveis baixos, em 2003 e 2004, a probabilidade se manteve próxima de zero até o quarto trimestre de 2007, quando subiu para pouco mais de 1,5% em função dos distúrbios no mercado financeiro norte-americano. A probabilidade voltou a se dissipar ao longo de 2008, concomitantemente à melhora nos fundamentos brasileiros e às incertezas quanto a profundidade e grau de transbordamento da crise dos Estados Unidos, e se acentuou no primeiro trimestre de 2009, chegando a 3,9%. A comparação entre a probabilidade estimada e o VIX (gráfico 2, linha pontilhada) mostra que, mesmo com a deterioração das condições internacionais, em função da crise financeira norte-americana, a contínua elevação da robustez dos fundamentos brasileiros parece ter tornado o Brasil menos susceptível a turbulências internacionais, de acordo com o modelo. Possivelmente esse efeito seria magnificado caso fosse incluída a variável reservas internacionais no lado direito da equação do modelo *logit*.

23. Detalhes acerca da estimação encontram-se no anexo.

O modelo, no período em questão, parece ter sido capaz de diferenciar crises de *sudden stop* da crise do sistema financeiro norte-americano com relativa eficiência, e se mostrou capaz de sinalizar corretamente os eventos efetivamente ocorridos no Brasil. É importante notar que o Brasil não sofreu uma parada súbita entre 2007 e o primeiro trimestre de 2009. Isto pode ser demonstrado, visto que, a despeito de recrudescimento natural das condições de crédito no cenário internacional – em função da crise no setor financeiro norte-americano e mundial –, a conta de capital brasileira apresentou saldo positivo e maior que o valor da venda de reservas em todos os trimestres.

A média da estimativa de probabilidade de crises no período, por meio do modelo *logit*, foi de 5,71%.

As estimativas supracitadas geraram duas probabilidades que, ainda que distintas, apresentam valores muito próximos. Como foram calculadas de forma diferente, os 5,71% do modelo *logit* e os 4,54% da relação proposta por Feder e Just (1977), ambas acabam por se corroborarem, no que se refere aos seus valores médios, que podem ser considerados próximos, e mesmo no sinal de suas variações ao longo do tempo – ainda que não em intensidade das oscilações e volatilidade.

Como mencionado, ao observar o gráfico 2, pode-se visualizar que o comportamento das probabilidades calculadas ao longo do tempo apresenta uma considerável diferença em termos de sua variância. Ambas denunciam claramente a correlação entre o VIX e o risco de crise, ainda que esta correlação seja consideravelmente reduzida ao final da amostra. Todavia, como já observado, a probabilidade estimada pelo modelo *logit* varia com muito mais ênfase que a oriunda da relação (18), de Feder e Just.

Dado que a variável probabilidade (π) é não observável e não há um mecanismo definitivo para determinar qual a preferível – visto que uma é mais volátil, mas antecipa e indica melhor os eventos críticos, e a outra, mais estável, embora faça a indicação de forma mais sutil –, um *approach* razoável é utilizar a média de ambas (5,12%).

Finalmente, a variável γ , o custo da crise como fração do PIB, será aproximada por meio da adoção de cenários. O intervalo que os contém foi delimitado com base nas estimativas de Barro (2001), Hutchison e Noy (2005) e De Gregorio e Lee (2003). A estimativa de Barro (2001) aponta para um custo de crise não descontado de 6,7% do PIB, ao longo de cinco anos. Caso a crise seja acompanhada de uma corrida aos bancos, esta teria custos em torno de 10% do PIB. O mesmo artigo estimou o custo da crise da Ásia de 1997 em 15% do PIB, ao longo de cinco anos. Hutchison e Noy (2005) estimam esse custo entre 5% e 8% do PIB, podendo chegar ao intervalo de 8% a 10%, em caso de ocorrência simultânea de uma crise bancária. Finalmente, De Gregorio e Lee (2003) obtêm estimativas para

os custos de uma crise de balanço de pagamentos entre 5,8% e 8,8% do PIB, ao longo de um período de três a cinco anos. Assim, como avaliado em Cavalcanti e Vonbun (2008), o cenário mais provável parece ser de custos entre 5% e 10% do produto. No presente trabalho são apresentados os resultados para o intervalo entre 2,5% e 12,5% do PIB, descartando apenas o cenário extremo de 15% do PIB, que representa um custo equivalente ao que os países asiáticos sofreram na crise de 1997, um caso historicamente extremo, em que os países atingidos encontravam-se fortemente dependentes de financiamentos externos e possuíam câmbio fixo ou “administrado de perto”. Em um contexto atual em que o Brasil tem câmbio flutuante, adotar o cenário de custo em 15% do PIB faz pouco sentido.

3.2 Descrição dos cenários

A tabela 1 sumaria os cenários que serão utilizados. O cenário 1 apenas repete os valores utilizados por JR, para facilitar a comparação. A probabilidade incondicional de uma parada súbita, π , é definida em JR como 10,2%, arredondada para 0,1 na calibragem. O parâmetro λ , a proporção da dívida externa privada sobre o PIB, foi definido em 11% na amostra utilizada pelos autores. O custo de uma crise, como fração do produto, γ , foi definido em 6,5%, valor observado na amostra dos autores. A taxa de juros r foi assumida como 5% e o prêmio a termo δ como 1,5%.

TABELA 1

Parâmetros utilizados nos respectivos cenários

Cenários	g (%)	λ (%)	r (%)	δ (%)	π (%)	σ	γ (%)
1	3,30	11,00	5,00	1,50	10,0	2	6,5
2	3,20	17,25	4,02	1,89	5,12	2	2,5
3	3,20	17,25	4,02	1,89	5,12	2	5,0
4	3,20	17,25	4,02	1,89	5,12	2	7,5
5	3,20	17,25	4,02	1,89	5,12	2	10,0
6	3,20	17,25	4,02	1,89	5,12	2	12,5
7	3,20	17,25	4,02	1,89	7,5	2	7,5
8	3,20	17,25	4,02	1,89	10,0	2	7,5
9	Média móvel	Média móvel	Média móvel	1,89	Média móvel Feder e Just	2	7,5
10	Média móvel	Média móvel	Média móvel	1,89	Média móvel <i>logit</i>	2	7,5

Fonte: Elaboração própria.

O cenário 4 consiste no cenário básico, por incorporar os parâmetros descritos na seção anterior, tomando os valores que podem ser considerados como os mais realistas, obtidos da seção anterior. Nele é considerada a probabilidade de crise em 5,12%. O custo esperado de uma crise (γ) foi definido em 7,5% do PIB e a proporção da dívida externa privada sobre o produto (λ) assumirá o valor de 17,25%. A taxa de juros internacional, r , e o prêmio a termo (δ) foram calibrados em 4,02%

e 1,89%, respectivamente, como discutido na seção anterior. Finalmente, a taxa de crescimento g passou para 3,2% e a aversão ao risco foi mantida em 2%. Os cenários 2 e 3 repetem os valores do cenário 4, reduzindo apenas o custo esperado de crise, para 2,5% e 5% do produto, respectivamente. Os cenários 5 e 6 fazem o mesmo exercício, só que elevando-os para 10% e 12,5% do PIB.

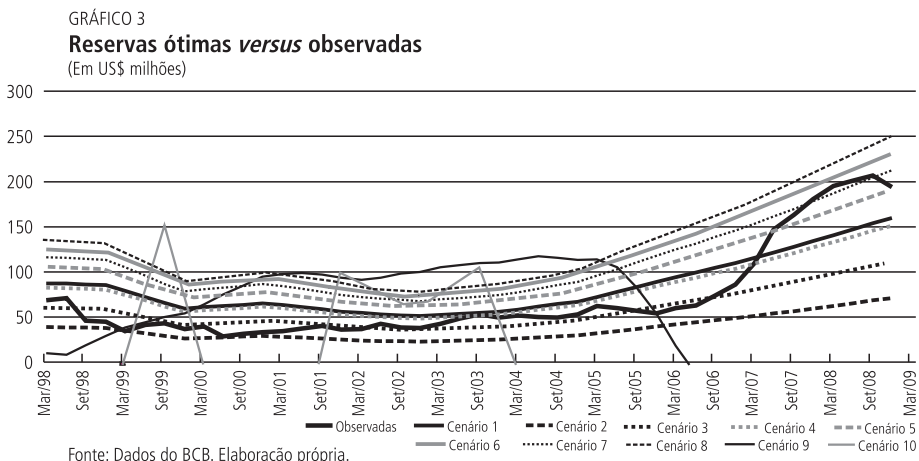
Os cenários 7 e 8 repetem os valores do cenário 4, alterando apenas a probabilidade de um *sudden stop* para 7,5% e 10%.

O cenário 9 mostra o cálculo das reservas ótimas com base na média móvel dos parâmetros observáveis dos 20 trimestres (tabela 1), e da probabilidade de crise, utilizando-se a probabilidade determinada pela relação de Feder e Just (1977). Em tese, esta medida permite maior incorporação das mudanças nas variáveis macroeconômicas, permitindo também às reservas variarem de acordo com a percepção da probabilidade de uma parada súbita, com o crescimento do PIB, com o grau de endividamento externo e com o custo de oportunidade. A definição do intervalo da média móvel, contudo, é arbitrária e também limitada pelo tamanho da amostra.

O cenário 10 faz o mesmo exercício do cenário 9, mas utilizando-se da média móvel da probabilidade calculada pelo modelo *logit*. Contudo, em função das limitações do tamanho da amostra de dados para o Brasil, a média móvel da probabilidade é a média dos quatro trimestres precedentes.

3.3 Apresentação e discussão dos resultados

Os resultados são sumariados no gráfico 3. Nos cenários 1 a 8, os volumes de reservas ótimas acompanham a variação do PIB em dólares – uma vez que o modelo dá justamente as reservas ótimas como fração do produto –, exceto nos cenários que usam as médias móveis, discutidos mais à frente.



Os cenários 1 a 8 apresentaram volumes ótimos de reservas que seguiram um comportamento similar ao longo do tempo, ainda que, naturalmente, em patamares diferentes. Os cenários 9 e 10, calculados com as médias móveis das probabilidades estimadas por Feder e Just e pelo modelo *logit*, apresentaram comportamentos bastante diferentes e patamares médios relativamente baixos, como pode ser visto no gráfico 3. O valor observado das reservas, bem como os montantes ótimos estimados por cenário e por período podem ser visualizados na tabela 2. Em geral, o BCB manteve, ao longo do período de análise, reservas abaixo dos níveis ótimos preconizados pela maioria dos cenários, mas próximas dos cenários 3 e 4, que podem ser considerados razoáveis em suas hipóteses. Assim, não se pode dizer que a política de reservas, ao se considerar todo o período, foi equivocada. Logo, o foco da avaliação que segue é no período final, no qual já se apresentam evidências de tendência a uma acumulação excessiva, à luz dos casos considerados mais realistas, ainda que não de acordo com os tidos como mais conservadores.

TABELA 2

Reservas observadas e ótimas, por cenário

(Em US\$ milhões)

	Set./2007	Dez./2007	Mar./2008	Jun./2008	Set./2008	Dez./2008
Observadas	162.962,00	180.334,00	195.232,00	200.827,00	206.494,00	193.783,00
Cenários 1	127.576,90	134.328,38	140.645,89	147.119,81	154.097,48	159.866,54
2	56.407,41	59.392,53	62.185,79	65.048,20	68.133,33	70.684,09
3	88.421,75	93.101,11	97.479,69	101.966,67	106.802,80	110.801,25
4	120.436,10	126.809,68	132.773,59	138.885,15	145.472,26	150.918,40
5	152.450,45	160.518,25	168.067,49	175.803,62	184.141,72	191.035,56
6	184.464,79	194.226,82	203.361,39	212.722,10	222.811,19	231.152,72
7	169.484,16	178.453,40	186.846,14	195.446,65	204.716,39	212.380,50
8	198.730,83	209.247,84	219.088,85	229.173,49	240.042,84	249.029,49
9	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
10	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Fonte: BCB. Elaboração própria.

O cenário com menor valor médio de reservas ótimas foi o cenário 1. De fato, os cenários 1 a 4 formaram um intervalo que compreendeu o volume observado de reservas até março de 2007. O excesso de reservas mantido pelo BCB, em relação aos valores ótimos resultantes desses cenários, variou entre US\$ 34 bilhões e US\$ 123,1 bilhões em dezembro de 2008.

A ultrapassagem desse intervalo coincidiu com uma mudança de patamar, que levou as reservas observadas a valores próximos aos do cenário 7 – que considera a probabilidade de crises em 7,5%, nível bastante conservador. As reservas observadas

se situaram entre os cenários 7 e 6, este último o imediatamente mais elevado que o cenário 7, até o advento da crise do *subprime*, quando a venda do ativo fez seu valor observado praticamente coincidir com o montante ótimo preconizado pelo cenário 5. Em dezembro de 2008, o excesso observado sobre o ótimo do cenário 5 foi apenas US\$ 2,7 bilhões.

Dois cenários, tidos como excessivamente conservadores, nunca foram atingidos pelas reservas observadas. São eles o cenário 6, que considera os valores do cenário 4, alterando o custo de uma crise para extremos 12,5% do PIB, e o cenário 8, que parte das mesmas hipóteses, mas toma a probabilidade de crise de 10%, um valor elevado e não corroborado pelas estimativas supracitadas. Os cenários 6, 7 e 8 indicavam que o governo subacumulava, em dezembro de 2008, entre US\$ 18,6 e US\$ 55,2 bilhões. Mas é relevante ressaltar que esses cenários são muito conservadores quanto às hipóteses sobre a probabilidade e o custo de um *sudden stop*.

O comportamento do cenário 9, que usa médias móveis, em relação aos anteriores, pareceu mais influenciado pela probabilidade de crise, calculada em função do risco país, que pela evolução do PIB em dólares.

Os resultados mostram uma relação de causalidade entre risco de crises e reservas: menor (maior) o risco, menores (maiores) as reservas ótimas. Desse modo, a partir de dezembro de 2007, as reservas ótimas sugeridas pelo cenário se tornaram nulas, em virtude da baixa probabilidade percebida de crise. Contudo, adotar um comportamento de seguir cegamente os *spreads* das taxas de juros de captação no exterior pode ser extremamente perigoso, uma vez que a probabilidade de ocorrência de um *default*, que aproxima a chance de uma parada súbita, cresce junto com a dificuldade e o custo de obter financiamento externo para compor reservas. Ainda assim, o cenário sugere que há justificativas para reduzir o volume atual de reservas, se pensarmos em que patamares se encontram atualmente os parâmetros observáveis do modelo, mesmo que não seja recomendável a manutenção de um valor nulo de liquidez internacional.

Finalmente, o cenário 10, que repete o anterior, mas com π determinado pela média móvel de quatro trimestres da estimação *logit*, resulta em reservas ótimas muito voláteis na amostra. Seus valores oscilam entre 0 e US\$ 171 bilhões (máximo no quarto quartil de 2008). O valor ótimo no quarto trimestre de 2008 e o primeiro de 2009 seria zero, visto que as reservas têm de ser não negativas. Naturalmente, a possibilidade de esses parâmetros seguirem um caráter conjuntural pode fazer com que o patamar ótimo suba ou desça rapidamente em função das oscilações das variáveis explicativas, implicando que esses resultados devam ser interpretados com cautela dobrada. Não é possível ou desejável que a política de reservas acompanhe movimentos bruscos nas probabilidades, sendo necessária a sua suavização.

Em suma, de acordo com os cenários que apresentam os parâmetros considerados mais razoáveis, observa-se excesso do ativo, mesmo após a venda ocorrida no final de 2008. Contudo, após esta variação negativa, três cenários já justificam os valores mantidos pelo BCB, já que o cenário 7 passou a acusar a necessidade de compra de mais ativo em dezembro.

4 OS CUSTOS FISCAIS DE CARREGAMENTO E DA SOBRECUMULAÇÃO DE RESERVAS

O modelo de JR de determinação de reservas ótimas considera objetivos sociais, para a obtenção dos seus respectivos valores. A ideia é igualar o dispêndio marginal de divisas com o benefício marginal de manter as reservas, em termos de mitigação dos impactos, sobre o produto, de uma eventual crise. Como o custo se refere à saída de dólares do país, este não se refere apenas aos custos fiscais, mas ao consumo e ao investimento “perdidos”. Esta parece ser a forma correta de efetuar este cálculo, uma vez que são os custos e benefícios (marginais) sociais que devem ser considerados pelo governo, ao determinar o nível de reservas.

Contudo, a despeito da metodologia utilizada para o cálculo das reservas ótimas, é inegável que os custos fiscais consistem em outro aspecto relevante da questão. Ainda que o impacto dos gastos do governo sobre o bem-estar social dependa de sua forma de financiamento, do seu efeito sobre o produto real e das preferências dos agentes, o cálculo desses dispêndios tem relevância do ponto de vista da sustentabilidade da política fiscal, bem como permite a comparação direta com utilizações alternativas desses recursos. Isto pode contribuir com a avaliação da eficiência do gasto público, para estimar o impacto da acumulação desses ativos sobre o orçamento e representa uma medida mais palpável de desperdícios que as perdas sociais, conforme calculadas em Cavalcanti e Vonbun (2008), cujos impactos são difusos e relativamente mais incertos.

Assim, o custo anualizado de carregamento das reservas internacionais pode ser calculado por meio da equação:

$$C_F = \frac{[eR_0i] - [R_0re^f]}{(1 + \pi^E)} \quad (19)$$

onde C_F é o custo fiscal real, em reais correntes, de carregamento; R_0 , o volume total de reservas internacionais observado no período $t = 0$, em dólar; r , a taxa de juros externa, que remunera as aplicações das reservas no mercado internacional, por

hipótese, o retorno dos bônus de cinco anos do Tesouro dos Estados Unidos;²⁴ e^f , a taxa esperada de câmbio no período $t = 1$ (um ano a frente de $t = 0$); e , a taxa de câmbio *spot*; e i , a taxa de juros que remunera a dívida interna, contraída em reais – por hipótese, Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC). Para calcular o valor deflacionado, o desperdício fiscal é descontado pela expectativa de inflação²⁵ para 12 meses à frente (π^E). O custo de oportunidade, em oposição ao modelo de JR, consiste na diferença entre o retorno anualizado à aplicação das reservas no mercado internacional por um ano e o custo de carregamento da dívida pública interna pelo mesmo período. É utilizado o custo de carregamento da dívida interna,²⁶ pois o repagamento da mesma consiste em um óbvio custo de oportunidade da manutenção de ativos por parte do Estado. Além disso, sua mensuração é mais fácil e simples que o cálculo dos custos relativos à tributação deste montante. Ainda, dado o elevado custo de capital no Brasil, é razoável supor que o custo da dívida interna seja mais elevado que o das perdas sociais decorrentes da tributação – ainda que a carga tributária seja também relativamente elevada, no contexto dos países em desenvolvimento²⁷ – sendo recomendável optar pelo maior custo de oportunidade. Pelo mesmo motivo, foi escolhido o custo da dívida interna, não o da externa. Importante ressaltar, contudo, que a relação (19) só vale para países cujo montante de dívida interna supere o de reservas e seja denominada em moeda local, caso contrário, adaptações são necessárias.

Como o retorno das reservas se dá, por hipótese, em dólar, é necessária a utilização do câmbio esperado para compatibilizar esses retornos com os custos de carregamento da dívida interna, dados em reais. Assim, o primeiro termo do denominador da equação (19) representa o custo de se tomar emprestado por um ano um dado valor em reais correntes para compor R_0 dólares em reservas internacionais, enquanto o segundo dá o retorno (em reais) das reservas, aplicadas no mercado internacional.

24. As reservas internacionais são investidas em aplicações diversificadas, que variam de ouro a títulos públicos e a depósitos à vista. O BCB publica anualmente, em seu relatório anual, o demonstrativo de variação das reservas internacionais, desde 2001. Por meio dele, é possível auferir os retornos obtidos pelas reservas desde 2000, ainda que não haja informações suficientes, visto que esses retornos não consideram as alterações ocorridas durante cada período. Como aproximação, contudo, é possível calcular de forma simples o rendimento das reservas, dividindo-se a remuneração das reservas por seu valor inicial. Comparando este – 3,91% ao ano (a.a.) – com os retornos dos *Fed funds*, dos títulos de 3 meses, de 2, 3, 5 e 10 anos do Tesouro dos Estados Unidos e da taxa LIBOR. A média dos retornos entre 2000 e 2006 (data do último relatório disponível) ficou bem mais próxima do retorno dos títulos de cinco anos (3,93% a.a.), ainda que o último sobre-estime levemente o primeiro, o que implica uma subestimativa do *spread* pago sobre as reservas. Os dados da LIBOR em dólar dos Estados Unidos foram obtidos no IPEADATA (www.ipeadata.gov.br). Os demais no site do Federal Reserve Bank of Minneapolis (<http://minneapolisfed.org/>).

25. Os dados são oriundos da base de dados pública do BCB em: <www.bcb.gov.br>. Foi utilizada a média mensal dos dados diários da mediana da expectativa da inflação – pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – para o período de 12 meses à frente.

26. O custo de carregamento da dívida interna é aproximado pelo custo da taxa SELIC. Ainda que isto signifique uma aproximação, visto que há títulos prefixados, a hipótese é razoável em função da proporção elevada da dívida pós-fixada no Brasil.

27. Varsano *et al.* (1998) já notavam que a carga tributária brasileira era superior à dos demais países comparáveis ainda em 1997/1998, quando esta ainda era de 29% do PIB.

Como *proxy* para a expectativa de câmbio são utilizadas duas hipóteses alternativas: que o câmbio pode ser previsto pelo mercado, o que leva ao uso das expectativas para a cotação do dólar obtidas junto ao BCB, bem como que a taxa de câmbio segue um processo de *random walk*, o que faz com que a melhor previsão para o câmbio futuro seja a cotação atual.

O que a equação (19) – também a equação (21) – mostra, portanto, é o resultado de uma operação financeira de tomada de empréstimos a um valor prefixado em reais (ainda que a SELIC seja uma taxa pós-fixada, assume-se que o valor da SELIC em $t = 0$ se manterá constante, a hipótese também vale para o retorno dos bônus do Tesouro dos Estados Unidos de cinco anos)²⁸ e a aplicação em um valor prefixado em dólares pelo prazo de um ano. A equação apresenta o valor, a preços de $t = 0$, do custo fiscal a ocorrer em $t = 1$, não descontado, mas deflacionado pela inflação esperada.

A tabela 3 mostra os custos totais anualizados de carregamento das reservas internacionais, sob as duas hipóteses acerca da expectativa da taxa de câmbio no futuro, em termos nominais e reais, e expressa esses custos como proporção do PIB (do período $t = 0$) e na moeda nacional, em milhões.

TABELA 3

Custos totais anualizados de carregamento das reservas internacionais

(Em R\$ milhões e em % do PIB)

	Custos nominais (câmbio previsto)	Custos nominais (<i>random walk</i>)	Custos deflacio- nados (câmbio previsto)	Custos deflacionados (<i>random walk</i>)	Proporção do PIB (real – câmbio esperado)	Proporção do PIB (real – <i>random walk</i>)
Setembro/2006	14.808,58	15.136,24	14.219,67	14.534,30	1,37	1,40
Dezembro/2006	15.786,99	15.994,51	15.149,93	15.349,08	1,39	1,41
Março/2007	18.974,17	18.927,93	18.299,10	18.254,50	1,60	1,59
Junho/2007	20.230,62	20.111,49	19.566,24	19.451,03	1,62	1,61
Setembro/2007	21.979,66	21.790,98	21.214,81	21.032,70	1,67	1,66
Dezembro/2007	24.594,89	24.757,05	23.672,03	23.828,11	1,77	1,79
Março/2008	29.386,40	29.488,54	28.250,58	28.348,78	2,02	2,03
Junho/2008	28.658,99	28.861,80	27.280,42	27.473,48	1,87	1,88
Setembro/2008	36.000,85	37.150,10	34.315,78	35.411,25	2,24	2,31
Dezembro/2008	52.913,68	53.577,99	50.349,51	50.981,63	3,17	3,21

Fonte: Dados do BCB. Elaboração própria.

28. Note que esta hipótese é simplista, mas necessária, uma vez que, mesmo que tenhamos previsões precisas para as taxas de juros pós-fixadas para o futuro, é praticamente impossível termos uma previsão muito realista das taxas de juros *ao longo* do período, isto é, a taxa média ponderada de juros para um ano. Assim, a solução de anualizar os custos supondo os juros correntes fixos parece uma solução adequada.

Como exposto, os custos fiscais reais esperados anualizados de manutenção das reservas, em dezembro de 2008, estavam entre R\$ 50,3 bilhões e R\$ 51,0 bilhões, ou entre 3,17% e 3,21% do PIB, valores que podem ser considerados vultosos.

São mais relevantes os custos fiscais da parcela do montante de reservas que excede os valores ótimos, uma vez que, até esses valores, os custos totais para a sociedade são pelo menos equiparados aos seus benefícios. Já quando as reservas excedem o montante ótimo, o valor dos custos que excede o necessário para manter as reservas no patamar ótimo representa majoritariamente um desperdício para os cofres públicos.²⁹ Isto se dá porque o benefício marginal da manutenção das reservas é menor que o custo com o qual a sociedade tem que arcar, o que torna essa parcela de gastos, no mínimo, desnecessária.

Os cálculos dos gastos (ou economias) fiscais excedentes de manter as reservas fora do ótimo, portanto, seguem a lógica apresentada na equação (21), onde R'_0 representa a diferença entre as reservas observadas em $t = 0$ e as reservas ótimas estimadas para o mesmo período, R_0^* , de forma que:

$$R'_0 = R_0 - R_0^* \quad (20)$$

Assim, o dispêndio desnecessário ou a economia fiscal excedente, ou o resultado fiscal (R_f) anualizado, de manter um dado nível de reservas acima (ou abaixo) do ótimo consiste na diferença entre o retorno, em reais,³⁰ da parcela excedente das reservas aplicadas no mercado externo e o custo de carregamento da dívida interna, ambos por um período de um ano.

$$R_f = \frac{[eR'_0i] - [R'_0re^f]}{(1 + \pi^E)} \quad (21)$$

Naturalmente, o resultado da equação (21) inclui os efeitos da inflação, também utilizando a expectativa de inflação³¹ (π^E) para 12 meses a frente, para calcular o valor deflacionado, possibilitando a apresentação das despesas/economias em valores reais.

29. Ainda que o benefício das reservas excedentes seja menor que o seu custo, contudo, parte dos custos é contrabalançada por um aumento no benefício, visto que o benefício marginal não cai imediatamente a zero após ser ultrapassado pelo custo marginal. Entretanto, esta aproximação, necessária para simplificar os cálculos, mostra o montante de recursos fiscais gastos desnecessariamente.

30. Dado que as receitas e os resultados fiscais são apurados em moeda doméstica.

31. Medida pelo IPCA.

Os resultados, das despesas/economias fiscais reais anualizados para o período entre setembro de 2006 e dezembro de 2008 estão expostos nas tabelas 4 e 5. Resultados negativos representam economias de recursos fiscais (economias subótimas, vale dizer) e resultados positivos representam gastos fiscais excedentes, de acordo com cada cenário. A diferença entre as tabelas é que a primeira utiliza os dados de expectativas cambiais para um horizonte de 12 meses,³² para determinar e^f e a segunda utiliza-se do câmbio corrente, em linha com a hipótese de que a taxa de sua cotação segue um padrão *random walk*, o que torna o câmbio corrente a melhor expectativa para o futuro.

TABELA 4

Desperdício fiscal real anualizado da manutenção das reservas, em relação aos valores ótimos, assumindo expectativa da taxa de câmbio publicada pelo BCB
(Em R\$ milhões)

	Set./2007	Dez./2007	Mar./2008	Jun./2008	Set./2008	Dez./2008
Cenários 1	4.607	6.039	7.899	7.296	8.707	8.812
2	13.872	15.876	19.252	18.444	22.993	31.984
3	9.704	11.451	14.145	13.429	16.567	21.561
4	5.536	7.026	9.038	8.414	10.141	11.137
5	1.368	2.601	3.931	3.399	3.715	714
6	-2.799	-1.824	-1.176	-1.616	-2.712	-9.710
7	-849	247	1.213	731	295	-4.832
8	-4.656	-3.795	-3.452	-3.851	-5.575	-14.354

Fonte: Dados do BCB. Elaboração própria.

Obs.: Ver em: <www.bcb.gov.br>.

TABELA 5

Desperdício fiscal real anualizado da manutenção das reservas, em relação aos valores ótimos, assumindo expectativa de câmbio futuro igual ao câmbio spot
(Em R\$ milhões)

	Set./2007	Dez./2007	Mar./2008	Jun./2008	Set./2008	Dez./2008
Cenário 1	4.567	6.079	7.926	7.347	8.985	8.923
2	13.752	15.980	19.319	18.575	23.727	32.386
3	9.621	11.526	14.194	13.524	17.096	21.831
4	5.489	7.072	9.069	8.474	10.464	11.277
5	1.357	2.618	3.944	3.423	3.833	723
6	-2.775	-1.836	-1.180	-1.627	-2.798	-9.831
7	-842	248	1.218	736	305	-4.893
8	-4.617	-3.820	-3.464	-3.878	-5.753	-14.535

Fonte: Dados do BCB. Elaboração própria.

32. Os dados são oriundos da base de dados pública do BCB em: <www.bcb.gov.br>. Utilizamos-nos da média mensal dos dados diários da mediana da expectativa da taxa de câmbio real/dólar para 12 meses à frente.

Naturalmente, os resultados dependem dos cenários. Os valores negativos indicam os períodos em que o BCB manteve menos reservas que as recomendadas em cada cenário, o que acarretou economias fiscais, ainda que às custas de uma exposição maior ao risco do que o modelo determinaria como ótima. Entretanto, *a posteriori*, sabendo-se da não ocorrência de *sudden stops* no período, tais resultados representaram genuínas economias.

São suprimidos, contudo, os resultados dos cenários que preconizam reservas zero (os que trabalham com as médias móveis das probabilidades ou as probabilidades não suavizadas, calculadas mês a mês), visto que esses apenas indicam tendências, não sendo recomendável que se pautem políticas de médio e longo prazo sobre variáveis tão voláteis. Ademais, os desperdícios seriam iguais aos custos de carregamento, expostos na tabela 3.

De acordo com a tabela 4, mantendo-se as reservas nos patamares observados em dezembro de 2008 (em torno de US\$ 194 bilhões), gerar-se-iam gastos fiscais desnecessários anualizados entre R\$ 0,7 e R\$ 32 bilhões, exceto pelos cenários 6, 7 e 8, mais extremos, que indicam economias que variam de R\$ 4,8 a R\$ 14,4 bilhões. O cenário 4, considerado o mais realista, aponta “desperdícios” de R\$ 11,1 bilhões por ano.

Os dados da tabela 5 são muito similares aos da tabela 4, com a diferença que os custos em excesso são ainda maiores, e as economias são menores (exceto em setembro de 2007), pois, na tabela 4, a depreciação esperada do real eleva os retornos, nessa moeda, das aplicações em dólares no mercado internacional. A hipótese de que o câmbio segue um *random walk*, portanto, eleva marginalmente os custos fiscais estimados de carregamento das reservas. Os desperdícios, neste caso, variam entre R\$ 0,7 e R\$ 32,4 bilhões e as economias entre R\$ 4,9 e R\$ 14,5 bilhões, dependendo do cenário.

As tabelas 6 e 7 apresentam os mesmos resultados fiscais reais das tabelas 4 e 5 como proporção do PIB observado em $t = 0$, em reais. Note que os valores referem-se a montantes que são observados em $t = 1$, mas não descontados, portanto, as economias e/ou os desperdícios são contabilizados como custos futuros deflacionados sobre o PIB corrente.

As conclusões são similares às das tabelas anteriores, só que como proporção do PIB observado em $t = 0$. Assim, os desperdícios anualizados esperados de manter o nível de reservas observado em março de 2008 variavam entre 0,04% e 2,04% do produto, naturalmente excluindo os cenários que mostram economias (que variam entre 0,30% e 0,92% do PIB). Considerando-se as duas tabelas, o gasto fiscal excessivo, à luz do cenário 4, estaria em torno de 0,7% do PIB por ano, no último trimestre de 2008.

TABELA 6

Desperdício fiscal real anualizado da manutenção das reservas, em relação aos valores ótimos, assumindo expectativa da taxa de câmbio publicada pelo BCB
(Em % do PIB)

	Set./2007	Dez./ 2007	Mar./2008	Jun./ 2008	Set./ 2008	Dez./ 2008
Cenários 1	0,36	0,45	0,57	0,50	0,57	0,56
2	1,10	1,19	1,38	1,26	1,50	2,01
3	0,77	0,86	1,01	0,92	1,08	1,36
4	0,44	0,53	0,65	0,58	0,66	0,70
5	0,11	0,20	0,28	0,23	0,24	0,04
6	-0,22	-0,14	-0,08	-0,11	-0,18	-0,61
7	-0,07	0,02	0,09	0,05	0,02	-0,30
8	-0,37	-0,28	-0,25	-0,26	-0,36	-0,90

Fonte: Dados do BCB. Elaboração própria.

Obs.: Ver em: <www.bcb.gov.br>.

TABELA 7

Desperdício fiscal real anualizado da manutenção das reservas, em relação aos valores ótimos, assumindo expectativa de câmbio futuro igual ao câmbio spot
(Em % do PIB)

	Set./2007	Dez./2007	Mar./2008	Jun./2008	Set./2008	Dez./2008
Cenários 1	0,36	0,46	0,57	0,50	0,59	0,56
2	1,09	1,20	1,38	1,27	1,55	2,04
3	0,76	0,86	1,02	0,93	1,12	1,38
4	0,43	0,53	0,65	0,58	0,68	0,71
5	0,11	0,20	0,28	0,23	0,25	0,05
6	-0,22	-0,14	-0,08	-0,11	-0,18	-0,62
7	-0,07	0,02	0,09	0,05	0,02	-0,31
8	-0,36	-0,29	-0,25	-0,27	-0,38	-0,92

Fonte: Dados do BCB. Elaboração própria.

No que tange aos cenários que apresentam sobreacumulação de reservas, ainda que, dependendo do caso, as proporções do PIB sejam relativamente pequenas, como se trata de gastos prescindíveis, esses valores são relevantes, ainda que não necessariamente muito vultosos. Contudo, ao se reforçar que os benefícios auferidos pelo emprego desses recursos são menores, na margem, que seus custos, gerando uma ineficiência, esses valores passam a representar cifras consideravelmente altas, que poderiam ter destinação mais nobre.

No caso dos cenários que indicam uma subacumulação de reservas, é importante notar que essas economias podem ser subótimas, na medida em que expõem o país a riscos desnecessários. Todavia, é importante notar que os cenários em que

as reservas ótimas excedem as observadas são extremos, muito conservadores e, ao que tudo indica, pouco prováveis.

É importante também ressaltar as limitações do modelo. Mesmo que microfundamentado, ele não considera todos os possíveis benefícios da acumulação das reservas. O estudo não considera mesmo a capacidade das reservas de reduzir a probabilidade de crises, visto que o modelo se concentra em crises exógenas, os *sudden stops*, e apenas na capacidade das reservas de mitigá-las. Outras funções das reservas, como a de reserva de valor para o pagamento de passivos externos, ou a de servir ao que Aizenman e Lee (2007) chamaram de “motivos mercantilistas”, isto é, o uso da composição de reservas para subvalorizar a cotação do câmbio e permitir a obtenção de superávits comerciais, não foram considerados. Evidentemente, a simples utilização de um modelo pode implicar imprecisões, inclusive no que se refere à escolha de variáveis, cenários e parâmetros.³³

5 CONCLUSÃO

Este artigo apresentou o cálculo do valor ótimo das reservas cambiais para o Brasil, para o período que vai do primeiro trimestre de 1998 ao mesmo quartil de 2008, seguindo a metodologia proposta pelo artigo de Jeanne e Ranciére (2006), utilizando-se de diversos cenários para os parâmetros calibrados. Muitos dos cenários e parâmetros são comparáveis aos utilizados em Cavalcanti e Vonbun (2008) e outros propostos no próprio artigo de JR.

As maiores inovações são a estimação das reservas ótimas para o Brasil por meio desta metodologia, algo inédito na literatura, e a estimativa dos custos fiscais de carregamento das reservas, bem como dos desperdícios ou economias, por cenário, incorridos ao se manter as reservas em volumes diferentes dos ótimos.

A conclusão geral é que o BCB manteve, ao longo da maior parte do período de análise, reservas abaixo dos níveis ótimos preconizados pelos principais cenários, mas próximas dos valores resultantes do emprego do cenário mais realista (cenário 4). Assim, tomando o período como um todo, não se pode dizer que a política do BCB foi inadequada.

Entretanto, para o período recente, observou-se uma tendência à compra excessiva de reservas, revertida apenas no advento da crise financeira norte-americana.³⁴ Esta reversão, que incluiu a venda parcial do ativo, impediu que se verificasse um quadro de nítida sobreacumulação de reservas nos últimos trimestres da amostra. Todavia, os resultados corroboram os achados de Cavalcanti e Vonbun

33. Para uma discussão mais detalhada das limitações do modelo, ver subseção 2.1.

34. É importante notar que o Brasil não sofreu um episódio de parada súbita no período, apenas um recrudescimento das condições de crédito no mercado internacional que, todavia, não impediu o país de financiar seus déficits em conta corrente.

(2008)³⁵ e evidenciam que o BCB aparentemente está sobreacumulando reservas, ainda que em um montante moderado, exceto quando se consideram os resultados dos cenários conservadores ao extremo. Estes cenários assumem ou o custo de crise em 12,5% do PIB, o que significa uma crise de severidade extrema, ou a probabilidade de uma crise de uma parada súbita em 10%, valor elevado que não condiz com a percepção de risco pelo mercado financeiro internacional, nem com a análise empírica do modelo *logit* apresentado.

Uma eventual retomada, por parte do BCB, do processo de compra do ativo à mesma velocidade do período pré-crise do *subprime* tenderá a induzir uma retomada da tendência à sobreacumulação do ativo, com consequências negativas para as contas públicas e os contribuintes.

Os custos fiscais totais anualizados de carregamento das reservas, no quarto trimestre de 2008, estavam entre aproximadamente 3,17% e 3,21% do PIB, valores que podem ser considerados elevados. São calculados, ainda, os desperdícios fiscais esperados em função da manutenção das reservas nesses patamares, devido ao excesso de liquidez internacional. Os achados indicam que esses valores estavam, no mesmo período, entre 0,04% e 2,04% do PIB a.a., dependendo do cenário utilizado, à óbvia exceção dos cenários “excessivamente conservadores” supramencionados. O cenário 4, considerado mais realista, indica gastos fiscais desnecessários da ordem de 0,71% do produto por ano.

É importante ressaltar que a validade das conclusões acima depende crucialmente da adequação do modelo teórico utilizado, que se baseia em hipóteses simplificadoras da realidade e não considera todos os benefícios possíveis da acumulação de reservas, bem como dos procedimentos de estimação das variáveis não observadas relevantes.

ABSTRACT

This paper presents estimates of the optimal level of foreign reserves for Brazil between the first quarter of 1998 and the last quarter of 2008, by applying the Jeanne e Ranciére (2006) methodology, under different scenarios. It also reports estimates of the fiscal costs of holding this asset, as well as the eventual excessive costs or savings due to differences between the actual and the optimal reserves holdings by the Brazilian Central Bank. The results suggest that, under the most likely scenarios and assumptions regarding the model's main parameters, the observed level of reserves in Brazil has recently risen slightly above the optimal level. A return to the recent trend of massive reserve accumulation may generate high and increasing costs for the Brazilian government and tax payers.

35. Ainda que esses preconizem níveis de reservas ótimas diferentes.

REFERÊNCIAS

- AIZENMAN, J.; LEE, J. *Financial versus monetary mercantilism-long-run view of large international reserves hoarding*. Artigo apresentado no 12º Encontro do Lacea, Bogotá, out. 2007. 25 p.
- ANGARÍTA, D. F. L. Level of international reserves and exchange risk in Colombia. *Revista de Economía Institucional*, v. 8, n. 15, 2. sem. 2006. Disponível em: SSRN: <<http://ssrn.com/abstract=948693>>
- BAHMANI-OSKOEI, M.; BROWN, F. Demand for international reserves: a review article. *Applied Economics*, v. 34, n. 10, p. 1.209-1.226, (s.l.), July 2002.
- BARRO, R. *Economic growth in East Asia before and after the financial crisis*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, June 2001 (NBER Working Paper Series, n. 8.330).
- BEN-BASSAT, A.; GOTTLIEB, D. Optimal international reserves and sovereign risk. *Journal of International Economics*, (s.l.): North-Holland, v. 33, n. 3-4, p. 345-362, 1992.
- BLANCO, E.; CÓRDOBA, A. *El nivel óptimo de reservas internacionales – el caso venezolano*. Gerencia de Investigaciones Económicas del Banco Central de Venezuela, ago. 1996. 37 p. (Serie Documentos de Trabajo, n. 2).
- CABALLERO, R. J.; PANAGEAS, S. Insurance and Reserves Management in a Model of Sudden Stops. *MIT Mimeo*, 2004. 45p.
- CALVO, G. Capital flows and capital-market crises: The simple economics of sudden stops. *Journal of Applied Economics*, v. 1, p. 35-54, (s.l.), Nov. 1998.
- CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, p. 379-408, May 2002.
- _____; IZQUIERDO, A.; MEJÍA, L. F. *On the empirics of sudden stops: the relevance of balance-sheet effects*. NBER, May 2004. 50 p. (NBER Working Paper, n. 10.520).
- CAVALCANTI, M.; VONBUN, C. *Calculating optimal international reserves: a cautionary note on opportunity costs*. Artigo apresentado no XXII Encontro do Lacea, Bogotá, out. 2007. 24 p.
- _____. Reservas internacionais ótimas para o Brasil: uma análise simples de custo-benefício para o período 1999-2007. *Economia Aplicada*, v. 12, n. 3, p. 463-498, jul.-set. 2008.
- CLARK, P. B. Demand for international reserves: a cross country analysis. *Canadian Journal of Economics*, v. 3, n. 1, p. 577-594, Feb. 1970.
- DE GREGORIO, J.; LEE, J. *Growth and adjustment in East Asia and Latin America*. Santiago, 2003 (Central Bank of Chile Working Paper, n. 245).
- FEDER, G.; JUST, R. E. An analysis of credit terms in the eurodollar market. *European Economic Review*, v. 9, p. 221-243, 1977.
- FRENKEL, J. A. The demand for international reserves under pegged and flexible exchange rate regimes and aspects of the economics of managed float. In: BIGMAN, D.; TAYA, T. (Ed.). *The functioning of floating exchange rates: theory evidence and policy implications*. Ballinger Publishing Co., p. 169±195, 1980a.
- _____. International reserves under pegged exchange rates and managed float. *Journal of Monetary Economics*, Chicago: North Holland, v. 6, p. 295-302, 1980b.
- _____. International liquidity and monetary control. In: FURSTENBERG, G. von (Ed.). *International money and credit: the policy roles*. International Monetary Fund, p. 65±109, 1983.

FRENKEL, J. A.; JOVANOVIĆ, B. Optimal international reserves: a stochastic framework. *The Economic Journal*, v. 91, p. 507-514, June 1981.

GIE. Gerencia de Investigaciones Económicas. *Informe sobre los niveles de las reservas internacionales de Venezuela*. Caracas: Banco Central de Venezuela, nov. 2004. 54 p. (Serie Documentos de Trabajo, n. 63).

GONÇALVES, F. *The Optimal level of foreign reserves in financially dollarized economies: the case of Uruguay*. Washington: International Monetary Fund, Nov. 2007. 24 p. (IMF Working Paper, n. 07/265).

HAMADA, K.; UEDA, K. Random walks and the theory of the optimal international reserves. *The Economic Journal*, v. 87, p. 722-742, Dec. 1977.

HELLER, R. Optimal international reserves. *The Economic Journal*, (s.l.), v. 76, p. 296-311, June 1966.
_____. The Transactions Demand for International Means of Payments. *Journal of Political Economy*, v. 76, n. 1, p. 141-145, Jan.-Feb. 1968.

HELLER, R.; KHAN, M. The Demand for International Reserves under Fixed and Floating Exchange Rates. *IMF Staff Papers*, Washington: International Monetary Fund, v. 25 (4), p. 623-649, Dec. 1978.

HUTCHISON, M.; NOY, I. How bad are twins? Output costs of currency and banking crises. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 37, issue. 4, 7 charts, p. 725-752, Aug. 2005. 28 p.

JEANNE, O. *International reserves in emerging market countries: too much of a good thing?* 2007. 64 p. (Brookings Papers on Economic Activity, n. 1).

JEANNE, O.; RANCIÈRE, R. *The optimal level of international reserves for emerging market economies: formulas and applications*. Washington, DC: IMF Research Department, Oct. 2006. 33 p. (IMF Working Paper, n. 06/229). Paper also presented at the 11th Lacea meeting, 2005.

KENEN, P. B.; YUDIN, E. B. The demand for international reserves. *Review of Economics and Statistics*, v. 47, p. 242-250, 1965.

LEVY-YEYATI, E.; STURZENEGGER, F. Classifying exchange rate regimes: deeds vs. words. *European Economic Review*, v. 49, issue 6, p. 1.603-1.635, Aug. 2005.

MACHLUP, F. The need for monetary reserves. *Reprints in Inter-national Finance*. Princeton University: International Finance Section, n. 5, 1966.

OLIVEROS, H.; VARELA, C. Consideraciones sobre el nivel óptimo de reservas internacionales. *Borradores Semanales de Economía*, Banco de la República, n. 5, 1994.

OZYILDIRIM, S.; YAMAN, B. Optimal versus adequate level of international reserves: evidence for Turkey. *Applied Economics*, v. 37, n. 13, p. 1.557-1.569, (s.l.), July 2005.

SAIDI, N. The square-root law, uncertainty and international reserves under alternative regimes: Canadian experience. 1950±1976. *Journal of Monetary Economics*, v. 7, p. 271±290, 1981.

SILVA JÚNIOR., A.; SILVA, E. D. Optimal international reserves holdings in emerging markets economies: the Brazilian case. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 32., 2004, João Pessoa. *Anais...* João Pessoa: ANPEC, 2004. 16 p.

VARSANO, R.; PESSOA, E. P.; COSTA DA SILVA, N. L.; AFONSO, J. R. R.; ARAÚJO, E. A.; RAIMUNDO, J. C. M. *Uma análise da carga tributária do Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, 1998. 55 p. (Texto para Discussão, n. 583).

VIMOLCHALAO, S. *Optimal level of international reserves: the case of Thailand*. Apresentação no *Workshop* mensal do Bank of Thailand, (s.l.), Oct. 2003. Disponível em: <http://www.bot.or.th/BOTHHomepage/DataBank/Econcond/seminar/monthly/10-3-2003-Th-i-1/vimolchalo_SYPAfina.pdf>

WYPLOSZ, C. *The foreign exchange reserves buildup: business as usual?* Paper preparado para o *Workshop* on Debt, Finance and Emerging Issues in Financial Integration, Commonwealth Secretariat in London, 6-7 mar. de 2007. 17p.

(Originais submetidos em junho de 2008. Última versão recebida em outubro de 2009. Aprovada em fevereiro de 2010.)

ANEXO A

O MODELO DE ESTIMAÇÃO LOGIT

A estimação da probabilidade de uma crise de *sudden stop* por meio de um modelo logit é baseada em Calvo, Izquierdo e Mejía (2004). Para tal, são usados dados anuais, entre 1980 e 2007, de 107 países.³⁶ As fontes de dados são: *Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico* (OCDE), International Financial Statistics (IFS)-Fundo Monetário Internacional (FMI), Banco Mundial (World Development Indicators), Eurostat, da *CBOE*, e dados de diversos BCs, além de *dummies* que classificam os regimes cambiais dos países, conforme proposto em Levi-Yeyati e Sturzenegger (2005), obtidas na internet.³⁷

A variável *dummy* binária dependente³⁸ foi construída com base na metodologia de tal trabalho. Esta assume valor 1 quando há uma desvalorização do câmbio efetivo real em mais de 1,96 vez o desvio-padrão da amostra até então.³⁹

Como variáveis explicativas, foram utilizados: a relação M2/PIB; o resultado fiscal do governo central sobre o PIB; a razão entre a dívida externa pública bruta

36. Argélia; Antígua e Barbuda; Argentina; Armênia; Austrália; Áustria; Bahamas; Bahrain; Bélgica; Belize; Bolívia; Brasil; Bulgária; Burundi; Camarões; Canadá; República Centro-Africana; Chile; China; Colômbia; República Democrática do Congo; Costa Rica; Costa do Marfim; Croácia; Chipre; República Tcheca; Dinamarca; Dominica; República Dominicana; Equador; Egito; Guiné Equatorial; Estônia; Fiji; Finlândia; França; Gabão; Gâmbia; Geórgia; Alemanha; Gana; Grécia; Granada; Guiana; Hong Kong; Hungria; Islândia; Índia; Indonésia; Irã; Irlanda; Israel; Itália; Japão; Coreia do Sul; Letônia; Lituânia; Lesoto; Luxemburgo; Macedônia; Malauí; Malásia; Malta; México; Moldova; Marrocos; Holanda; Antilhas Holandesas; Nova Zelândia; Nicarágua; Nigéria; Noruega; Paquistão; Papua Nova Guiné; Paraguai; Peru; Filipinas; Polônia; Portugal; Romênia; Rússia; Samoa; Arábia Saudita; Serra Leoa; Cingapura; República Eslovaca; Eslovênia; Ilhas Salomão; África do Sul; Espanha; St. Kitts e Nevis; Sta. Lucia; São Vicente e Grenadines; Suécia; Suíça; Tailândia; Togo; Trinidad e Tobago; Tunísia; Turquia; Uganda; Ucrânia; Reino Unido; Estados Unidos; Uruguai; Venezuela e Zâmbia.

37. Disponível em: http://profesores.utdt.edu/~fsturzen/Base_2005.zip.

38. Uma segunda *dummy*, que consiste da repetição da anterior, sob a hipótese – relativamente forte – de que não houve alteração nos regimes cambiais entre 2005 e 2007 – o que permitiria elevar o número de observações na regressão – foi gerada. Mas ela não foi significativa e, portanto, não foi empregada.

39. Em alguns países, dada a impossibilidade de se obter a taxa efetiva real de câmbio, o indicador foi calculado utilizando-se a taxa real de câmbio, deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

e o PIB; a relação crédito/PIB; a relação Investimento Direto Estrangeiro (IDE)/PIB; a razão entre o saldo em conta corrente e a oferta de bens comercializáveis produzidos internamente, conforme proposto por Calvo, Izquierdo e Mejía (2004) – variável cuja definição será esclarecida mais adiante; e o indicador usual de aversão ao risco global, o VIX.⁴⁰

É relevante ressaltar que as reservas internacionais foram propositalmente omitidas como variáveis explicativas do modelo de estimação, em decorrência da hipótese de Jeanne e Ranciére (2006) de exogeneidade da probabilidade com relação ao nível de reservas.

A variável representada pela relação saldo em conta corrente sobre a oferta de bens transacionáveis produzidos localmente (*proxy* para a absorção interna) advém de Calvo (1998). O autor mostra que uma depreciação real do câmbio (variável sobre a qual é construída a *dummy* dependente do modelo econométrico aqui exposto) está relacionada à razão entre o déficit do balanço em conta corrente e a oferta de *tradeables*. Esta é aproximada pela soma das importações com o consumo de bens transacionáveis produzidos internamente (aproximados pela soma entre as produções agrícola e industrial), menos as exportações. Contudo, ao contrário do que foi feito em Calvo, Izquierdo e Mejía (2004), neste modelo os valores são em porcentagem – e não em dólares – e o numerador da razão é o saldo em conta corrente, não o déficit. Portanto, conceitualmente, trata-se da mesma variável, com o sinal trocado.

É importante notar que todas as variáveis são índices ou taxas,⁴¹ com vistas a gerar variáveis que tendem a ser estacionárias, minimizando a probabilidade de ocorrência de raízes unitárias.⁴²

Todas as variáveis foram defasadas, em alguns casos em mais de um período, para se reduzir a endogeneidade, exceto a *dummy* para regime cambial. A regressão foi feita com o uso de efeitos fixos, tal qual Calvo, Izquierdo e Mejía (2004). A especificação final do modelo, portanto, é a exposta na equação (22). As variáveis citadas e que não se encontram na especificação não foram significativas ou relevantes, portanto, foram excluídas do modelo.

$$D_t^i = \beta_1 \ln XD_{t-1}^i + \beta_2 \ln VIX_{t-1} + \beta_3 \ln VIX_{t-2} + \beta_4 CY_{t-1}^i + \beta_5 CY_{t-2}^i + \beta_6 IDEY_{t-1}^i + \beta_7 TCA_{t-1}^i + \beta_8 D_t^i + u \quad (22)$$

40. Os dados do VIX foram obtidos no sítio da CBOE na internet. Foi empregada a série do VIX com a antiga metodologia (VXO), de modo a ampliar o tamanho da amostra.

41. Temos um *spread* (VIX), e quatro relações, além de duas *dummies*, a explicativa e a dependente.

42. A relação dívida/PIB é uma das variáveis sujeitas a, eventualmente, possuir raiz unitária. Contudo, a presença de raiz unitária nesse indicador é uma informação relevante para modelos de previsão de crises, visto que a ocorrência de raiz unitária nesta relação pode estar indicando uma trajetória insustentável da dívida externa, com óbvias consequências sobre a probabilidade de crises.

onde: D_t^i é a *dummy* dependente, por país e unidade de tempo; XD_{t-1}^i é a relação dívida externa pública bruta sobre o PIB, defasada um período; $\ln VIX_{t-n}$ é o logaritmo natural da n -ésima defasagem do VIX; CY_{t-n}^i , a n -ésima defasagem da relação crédito/PIB de cada país i ao longo do tempo; $IDEY_{t-1}^i$ é a defasagem da relação IDE/PIB, por país e unidade de tempo; TCA_{t-1}^i , a defasagem da relação saldo em conta corrente sobre a absorção doméstica do país i no tempo t (variável similar ao “ $1 - \omega$ ”, proposto no artigo supracitado); D_t^i é a *dummy* de regime cambial para o país i , no tempo t ; e u é o termo de erro.

Dos oito coeficientes estimados, dois foram significativos a 10% de confiança e três o foram no nível de 5%. As variáveis mais significativas foram as defasagens do VIX e a segunda defasagem da relação crédito/PIB. As primeiras defasagens desta variável, da razão transações correntes/absorção interna e da razão IDE/PIB foram significativas apenas a 10% de confiança. A defasagem do log da dívida externa (bruta) sobre o PIB e a *dummy* para regimes cambiais foram marginalmente não significativas no nível de 10%. Contudo, ao se remover essas variáveis não significativas, gera-se um grande impacto sobre os coeficientes e os níveis de significância das demais variáveis, o que sugere a existência de multicolinearidade,⁴³ o que implica valores- p elevados para as variáveis. Todavia, como o objeto de interesse é o efeito coletivo de todas as variáveis explicativas, e não a magnitude de cada uma delas, é razoável tolerar níveis de significância relativamente baixos, especialmente quando as probabilidades calculadas se mostram condizentes com os fatos estilizados para o caso brasileiro, como visto na subseção 3.1. Os resultados da regressão estão na tabela A.1:

43. Corroborada por regressões que confirmaram correlações entre as variáveis explicativas.

TABELA.A.1

Resultado da regressão *logit* em painel

Variável dependente: *dummy* (desvalorização cambial maior que 1,96; desvio-padrão em relação à média amostral prévia)

	$\ln(\text{dívida externa}/\text{PIB}) (-1)$	$\ln(\text{VIX}) (-1)$	$\ln(\text{VIX}) (-2)$	Crédito/PIB (-1)	Crédito/PIB (-2)	IDE (-1)	Transações correntes/ absorção (-1)	<i>Dummy</i> para regime de câmbio fixo
Coefficiente	-1,130056	16,38448	-12,36551	31,96773	-94,7975	-0,7523437	29,55044	-2,488643
Desvio-padrão	0,7362759	7,648067	5,281245	18,92546	42,82688	0,4299806	15,92029	1,51809
Valor-p	0,125	0,032	0,019	0,091	0,027	0,080	0,063	0,101
Estatística-Z	-1,53	2,14	-2,34	1,69	-2,21	-1,75	1,86	-1,64
Número de observações	967							
Obs. c/ dep. = 1	10							
Log <i>likelihood</i> =	-9,331255							

Fonte: Elaboração própria.

ESCOLARIDADE E DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS ENTRE O SETOR PRIVADO E O SETOR PÚBLICO NO BRASIL *

Breno Braga**

Sergio Firpo***

Gustavo Gonzaga****

Este trabalho tem como objetivo investigar os determinantes do diferencial de rendimentos público-privado para diferentes níveis de escolaridade dos trabalhadores no Brasil. Primeiramente, utilizando o rendimento do trabalho principal como variável de interesse, é estimado um hiato de rendimentos bastante favorável ao setor público para trabalhadores com baixa escolaridade. Já para trabalhadores mais qualificados, o hiato tende a desaparecer ou mesmo a tornar-se favorável ao setor privado. Adicionalmente, de maneira a considerar os diferentes regimes de aposentadoria vigentes no país, é definida a variável Valor Presente do Contrato de Trabalho (VPCT) como medida dos rendimentos dos indivíduos ao longo da vida. Diferentemente do resultado encontrado utilizando o rendimento do trabalho, é verificado que o diferencial do VPCT é favorável ao setor público mesmo para trabalhadores com elevados níveis de escolaridade.

1 INTRODUÇÃO

A política salarial do setor público é resultado de escolhas que os governantes têm que fazer entre eficiência e equidade. Se por um lado a eficiência dos serviços públicos prestados à população depende da decisão da remuneração dos trabalhadores do setor público, por outro lado a política salarial pode ser utilizada com o objetivo de aumentar a equidade de rendimentos do país.

Dentro desse contexto, os objetivos centrais deste trabalho são: *i*) investigar como o Estado brasileiro remunera a escolaridade dos seus funcionários comparativamente ao setor privado;¹ e *ii*) investigar o diferencial de rendimentos público-privado com base em uma variável que mede rendimentos dos indivíduos ao longo da vida.

Diferentemente dos outros artigos, neste trabalho estamos interessados particularmente em como o setor público brasileiro remunera a escolaridade em

*Os autores agradecem os comentários de Juliano Assunção, Miguel Foguel e dos participantes dos seminários na Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), no XXXV Encontro Nacional de Economia, no Ipea-Rio, e dos dois pareceristas anônimos que muito contribuíram para melhorar o trabalho em diversos aspectos.

** Doutorando da Universidade de Michigan.

*** Professor da Escola de Economia de São Paulo da FGV.

**** Professor do Departamento de Economia da PUC-Rio.

1. Vale destacar que a literatura tem mostrado, de forma consistente, que os retornos à escolaridade são bem maiores no Brasil do que nos países desenvolvidos. Para trabalhos recentes nessa área, ver Menezes-Filho, Muendler e Ramey (2008) e Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004).

comparação com o setor privado. A existência de teto e piso salariais bem definidos para funcionários públicos no Brasil sugere que o Estado brasileiro protege com altos salários trabalhadores com reduzido capital humano e penaliza com baixos salários trabalhadores com elevado capital humano quando comparados ao setor privado. Como nossa medida de rendimento incorpora o número de horas de trabalho dos indivíduos,² exploramos quanto do hiato público-privado é explicado pela menor jornada diária de trabalho média encontrada para trabalhadores do setor público.

Também realizamos um exercício de estimar o diferencial de rendimentos dentro de grupos ocupacionais para trabalhadores com alta escolaridade. Como resultado, encontramos que trabalhadores do setor jurídico recebem o maior prêmio em termos de rendimento no setor público. Já para trabalhadores do setor de ensino, os maiores rendimentos estão na iniciativa privada.

Adicionalmente, devido à existência de um regime de aposentadoria especial para funcionários públicos no Brasil, estudamos também o diferencial dos rendimentos dos trabalhadores ao longo da vida. Uma das diferenças entre o Regime Próprio de Previdência Social (RPPS), que rege os funcionários públicos estatutários, e o Regime Geral de Previdência Social (RGPS), que rege os demais trabalhadores, é que para o segundo regime existe um teto para benefícios de aposentadoria. Ao considerar os rendimentos ao longo da vida, tentamos capturar o efeito do aumento da atratividade do setor público para indivíduos de elevada escolaridade, uma vez que em geral esses trabalhadores são remunerados acima do teto da previdência social e sofreriam uma queda de rendimentos ao se aposentar pelo RGPS.

Nossos resultados evidenciam que, ao se utilizar como variável de interesse o rendimento do trabalho padronizado, os trabalhadores com pouca escolaridade tendem a ser beneficiados com elevados prêmios salariais no setor público. Contudo, para trabalhadores com maiores níveis de capital humano o hiato tende a desaparecer ou mesmo a tornar-se favorável ao setor privado. Diferentemente de Van der Gaag e Vijverberg (1988), encontramos que o retorno à escolaridade completa no setor privado é maior que no setor público. Note-se, porém, que boa parte da heterogeneidade do diferencial público-privado para trabalhadores educados é explicada pela escolha ocupacional.

Por fim, diferentemente do resultado encontrado utilizando o rendimento do trabalho, verificamos que o diferencial do Valor Presente do Contrato de Trabalho (VPCT) é favorável ao setor público mesmo para trabalhadores com elevados níveis de escolaridade. A explicação para esse resultado reside na diferença de regimes entre o setor público e o setor privado.

2. Na próxima seção detalharemos a construção da variável de rendimento padronizado que é utilizada no trabalho.

Este trabalho está organizado da seguinte forma. Na próxima seção discutimos a literatura sobre diferencial público-privado no Brasil e no exterior. Em seguida, apresentamos uma breve descrição da base de dados, a definição da variável de rendimento padronizado, suas estatísticas descritivas, bem como a definição e a composição dos regimes previdenciários que supusemos para os trabalhadores da amostra. Na quarta seção apresentamos as metodologias utilizadas para estimar o diferencial de rendimentos entre o setor público e o privado. Também detalhamos como é construída a variável de VPCT, que é utilizada como medida dos rendimentos dos trabalhadores ao longo da vida. Na quinta seção são apresentados os principais resultados do trabalho. São reportadas as estimativas do diferencial de rendimentos entre o setor público e o setor privado tanto para o rendimento corrigido pelas jornadas de trabalho quanto para o VPCT. Por fim, na sexta seção é feita uma conclusão do trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Alguns trabalhos importantes foram dedicados ao tema do diferencial de rendimentos entre os setores público e privado. O trabalho pioneiro de Smith (1976) utiliza dados americanos das décadas de 1960 e 1970 e encontra que uma parte substancial do hiato de rendimentos público-privado não é explicada pela diferença de produtividade dos trabalhadores. Vários estudos em diversos outros países apontam para o mesmo padrão de resultados, os quais foram cuidadosamente resenhados por Gregory e Borland (1999).

O caso brasileiro também vem sendo estudado recentemente. Utilizando dados do ano de 1995, Foguel, Gill e Mendonça (2000) apontam que a simples diferença de médias dos salários entre os dois grupos de trabalhadores (hiato geral de salários) captura dois efeitos distintos. O primeiro efeito é o diferencial de remuneração entre trabalhadores de igual produtividade nos dois setores. O segundo efeito é a diferença de características na composição da força de trabalho no setor público e privado. Esses autores apontam que os trabalhadores do setor público são em média mais escolarizados e mais velhos que os trabalhadores da iniciativa privada, evidência que será novamente constatada em nossa amostra.

Foguel, Gill e Mendonça (2000) utilizam os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), em seu estudo e estimam uma diferença pura das médias dos logaritmos dos salários para os dois setores de 0,58. A medida análoga com o controle de características observáveis não é calculada para todo o país. Os autores restringem apenas a estimação para cada uma das regiões metropolitanas (RMs) de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Distrito Federal e Porto

Alegre. Os resultados variam desde um hiato favorável ao setor público de 41% (Distrito Federal) até -21% (São Paulo).³

Alguns artigos têm como objetivo medir como o hiato de rendimentos público-privado variou no país ao longo dos últimos anos. Bender e Fernandes (2006) apontam que de 1992 a 2004 ocorreu um aumento sistemático do diferencial de salários médios favoravelmente ao setor público no Brasil, embora acompanhado de uma redução do emprego total neste setor. Marconi (2003) chega a conclusões próximas utilizando os anos de 1993, 1996 e 1999.

Outro avanço importante para a literatura foi feito por Poterba e Rueben (1995). Enquanto os trabalhos anteriores se preocupavam em estimar o hiato médio de salários entre os setores, a contribuição deste artigo foi introduzir estimativas dos diferenciais de remuneração entre os setores público e privado por quantis da distribuição de salários. Um trabalho análogo foi feito para o Brasil por Belluzzo, Pazello e Anuatti-Neto (2005).

Um trabalho brasileiro recente sobre o tema foi realizado por Vaz e Hoffmann (2007). Nesse artigo os autores investigam o hiato salarial entre funcionários públicos estatutários e empregados no setor privado com carteira assinada. Utilizando a metodologia Oaxaca-Blinder (que também será empregada neste artigo), é encontrado um hiato favorável ao setor público e crescente ao longo do período de análise: de 1992 a 2005.

Como exemplo de trabalho que investiga a diferença do retorno à escolaridade entre o setor público e o privado, podemos apontar o artigo de Van der Gaag e Vijverberg (1988). Utilizando dados da Costa do Marfim e considerando a seletividade amostral na escolha dos setores, os autores estimam que os retornos à escolaridade completa e à experiência são idênticos nos setores público e privado. No entanto, o retorno a anos adicionais de estudo são substancialmente superiores no setor privado.

Por outro lado, existem poucos trabalhos que focam sua análise no diferencial público-privado de rendimentos dos trabalhadores ao longo da vida. Cabe ressaltar que esta é uma importante contribuição de nosso trabalho. Essa medida ocupa papel central em nosso artigo e permite trazer para valor presente os rendimentos dos trabalhadores no decorrer do seu ciclo de vida dentro de um determinado setor.

Um artigo importante sobre o tema é o de Postel-Vinay e Turon (2007). Nesse trabalho, os autores, empregando uma base de dados na qual os trabalhadores são acompanhados ao longo de sete anos, estimam o diferencial público-privado do

3. O conjunto de características observáveis usadas como controle em Foguel, Gill e Mendonça (2000) contém gênero, raça, escolaridade, idade e tempo na atual ocupação (*tenure*). Estas mesmas variáveis de controle, com exceção de *tenure*, são encontradas em grande parte da literatura brasileira sobre a estimação de equações de rendimentos.

valor presente da soma das rendas dos indivíduos. Os autores também consideram a possibilidade de troca de setor e emprego dos indivíduos. Como resultado, é encontrado que o diferencial é favorável ao setor público para trabalhadores com baixa propensão a encontrar um emprego e estatisticamente próximo a zero para trabalhadores com alta propensão a encontrar um emprego.

No Brasil, utilizando dados do Censo Demográfico de 1980, 1991 e 2000, Barbosa-Filho, Afonso e Pessoa (2007) calculam para professores no Brasil o diferencial público-privado do VPCT, usando uma medida bastante semelhante à que utilizamos neste trabalho. Esses autores estimam que, com exceção dos professores do nível secundário, os contratos de trabalho do ensino público são equivalentes ou mais vantajosos que os oferecidos na rede privada.

3 BASE DE DADOS

A base de dados utilizada neste trabalho é a PNAD de 2005. Nosso universo de análise é restrito a pessoas ocupadas na semana de referência, com renda do trabalho estritamente positiva e jornada semanal entre 20 e 70 horas. Consideramos apenas indivíduos com pelo menos 16 anos de idade e moradores de áreas urbanas. Também foram retirados da amostra trabalhadores agrícolas e militares. Por fim excluímos indivíduos com variáveis mal especificadas de escolaridade, idade, raça, jornada de trabalho e período de estabilidade no cargo (*tenure*).⁴

Neste trabalho, salvo dito o oposto, utilizamos como variável de interesse o rendimento do trabalho principal padronizado pelo número de horas trabalhadas. Define-se rendimento padronizado como a renda mensal dividida pelo número de horas trabalhadas durante a semana multiplicada por 40, procedimento que estima o salário se todos os trabalhadores possuísem a mesma jornada de trabalho de 40 horas. Dessa forma nossas estimações refletem tanto o diferencial da remuneração nominal entre os setores quanto a diferença nas jornadas de trabalho.

É importante também deixar claro como definimos trabalhador do setor público em nossa análise. Neste artigo, o trabalhador pertence ao setor público se ele respondeu que o seu trabalho principal na semana de referência era no setor público.⁵ Note que a PNAD abrange tanto o setor formal quanto o informal da economia. Assim, é possível que um trabalhador tenha respondido estar no setor público, mas pertencer ao setor informal. Após os filtros descritos nos parágrafos anteriores e utilizando os pesos de representatividade da PNAD, a amostra é composta por 85,80% de trabalhadores do setor privado e 14,20% de trabalhadores do setor público. A tabela 1 apresenta algumas estatísticas sobre a composição de

4. Variáveis mal especificadas são aquelas apresentadas na PNAD como não declaradas pelos indivíduos.

5. Essa informação é gerada pela variável de código V9032 da PNAD de 2005.

cada um dos setores. A partir das estatísticas descritivas podemos apontar algumas evidências interessantes. A primeira evidência é o maior nível de escolaridade entre os trabalhadores do setor público quando comparados com os do setor privado. A segunda evidência é que os empregados do setor público são em média mais velhos, as mulheres são maioria e o grupo de não brancos está subrepresentado em comparação à iniciativa privada.

TABELA 1
Composição da força de trabalho por setor

	2005	
	Público	Privado
Sexo (%)		
Masculino	42,26	59,60
Feminino	57,74	40,40
Raça (%)		
Branco	57,46	55,48
Não Branco	42,54	44,52
Idade (%)		
16-24 anos	9,81	22,59
25-34 anos	23,90	29,32
35-44 anos	31,67	24,35
45-54 anos	24,66	15,96
> 54 anos	9,96	7,78
Anos de estudo (%)		
0	2,91	5,08
1 a 3	3,54	7,73
4 a 7	9,83	25,38
8 a 10	10,28	19,83
11 a 14	44,49	33,99
15 e 16	24,43	7,01
17 ou mais	4,53	0,99
Média de horas trabalhadas por semana	36,84	43,48
Média de anos no emprego	10,3	5,66
Trabalhadores	7.990.178	48.278.893
Observações	18.743	105.800

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

Um dado interessante é que a carga horária semanal média de trabalho do serviço público é 18% menor que na iniciativa privada. Isso acarreta um aumento significativo do diferencial entre os setores quando tratamos os rendimentos de

forma padronizada.⁶ Outro ponto importante é que os trabalhadores do setor público estão em média quase duas vezes há mais tempo no emprego em relação à iniciativa privada. Esse fato possivelmente está relacionado à legislação trabalhista brasileira que dificulta a demissão de funcionários públicos. Vale notar que a maior estabilidade no emprego do setor público é uma atratividade para o trabalho nesse setor que não será explorada neste texto.

A tabela 2 exhibe algumas estatísticas sobre o rendimento padronizado. Em nossa amostra, tanto a média quanto a variância dos rendimentos no setor público são maiores que as do setor privado.⁷ A partir do gráfico 1, percebe-se uma alta concentração de pessoas que ganham próximo ao salário mínimo (SM) no setor privado. O gráfico 1 indica ainda que o suporte da distribuição de salários do setor privado alcança menores limites inferiores e maiores limites superiores quando comparado à distribuição de salários do setor público.

TABELA 2

Estatísticas do rendimento padronizado por setor

(Em R\$)

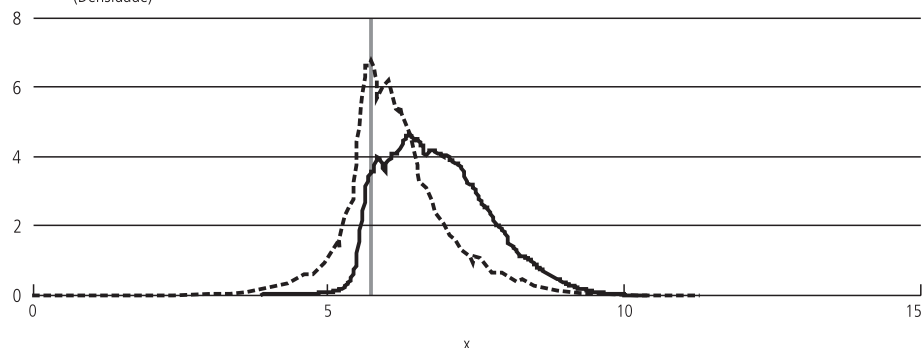
	Público	Privado
Média	1323,15	770,24
Desvio-padrão	1566,40	1320,64
Desvio-padrão/média	1,18	1,71

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

GRÁFICO 1

Histograma do logaritmo do rendimento padronizado por setor

(Densidade)



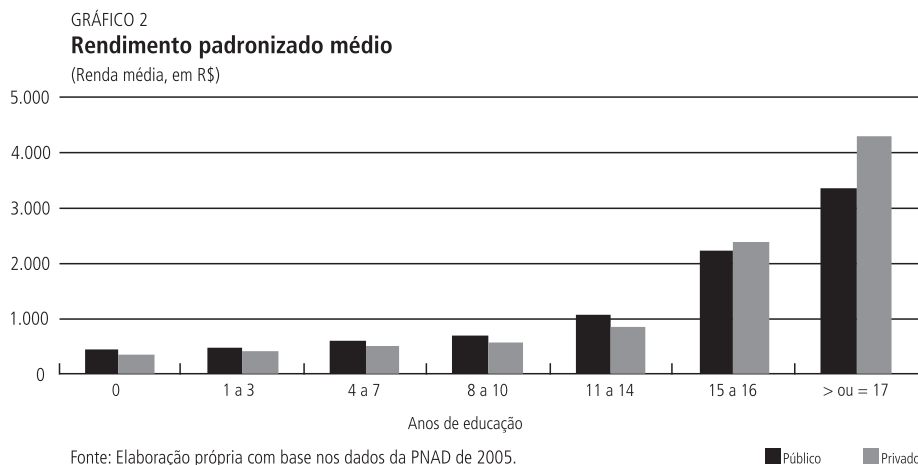
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

— Público - - - Privado — Log (salário mínimo)

6. A título de comparação, apresentamos também os resultados utilizando o rendimento nominal do trabalho como variável de interesse.

7. Também reportamos o desvio-padrão sobre a média (também conhecido como coeficiente de variação). Para essa estatística, os rendimentos do setor privado aparentam ser apenas um pouco mais dispersos do que os do setor público.

O gráfico 2 é uma das principais motivações para este trabalho, pois exhibe os rendimentos médios dos setores público e privado para diferentes níveis de escolaridade. Pode-se perceber que a média de rendimentos dos trabalhadores com nível de ensino superior completo (15 e 16 anos de estudos) é maior no setor privado em relação ao setor público. Já para trabalhadores com pós-graduação (mais de 17 anos), esta diferença se torna substancial.



De maneira a considerarmos os rendimentos dos indivíduos ao longo da vida, dividimos os trabalhadores em cinco diferentes tipos de regimes previdenciários. A partir dos regimes previdenciários é possível estimar os rendimentos líquidos dos trabalhadores ao longo da vida e construir uma variável do VPCT.⁸

O procedimento de divisão dos trabalhadores em regimes previdenciários consiste em uma simplificação das regras da previdência vigentes para o ano de 2005. Na realidade, tanto o RPPS quanto o RGPS consistem em regras complexas que dificilmente poderiam ser reproduzidas com fidelidade neste trabalho. Conforme apontado por Zylberstajn, Souza e Afonso (2005) “RPPSs são na verdade um conjunto heterogêneo de sistemas previdenciários dos militares e dos funcionários públicos estatutários dos níveis federal, estadual e municipal”. Dessa forma existem alíquotas especiais de contribuição para diferentes ocupações no setor público. Também ignoraremos a existência de regras especiais de contribuição para professores, empregados do setor financeiro e ocupações de alta periculosidade no RGPS.

A tabela 3 apresenta as regras de cada regime de previdência que utilizaremos para construir a variável VPCT. A partir dessas regras é possível determinar qual é

8. A definição formal dessa variável é feita na seção seguinte.

a contribuição de cada trabalhador para a previdência,⁹ o período necessário para ele se aposentar e o benefício que ele receberá durante a aposentadoria.

TABELA 3
Regimes previdenciários

Regime 1 – Assalariado não estatutário contribuinte não doméstico			
Contribuição empregado	Benefício	Período de contribuição	FGTS
$Y \leq 800,45$	7,65%	Média dos 80% maiores salários * fator prev./teto de 8,89 SMs	8% de contribuição do empregador (somente carteira assinada)
$800,46 \leq Y \leq 900,00$	8,65%		
$900,01 \leq Y \leq 1.334,07$	9,00%		
$Y > 1.334,08$	11,00%		
Regime 2 – Assalariado não estatutário contribuinte doméstico			
Contribuição empregado	Benefício	Período de contribuição	FGTS
$Y \leq 800,45$	7,65%	30 mulheres e 35 homens, idade mínima 53 homem e 48 mulher	Sem FGTS
$800,46 \leq Y \leq 900,00$	8,65%		
$900,01 \leq Y \leq 1.334,07$	9,00%		
$Y \geq 1.334,08$	11,00%		
Regime 3 – Conta-própria contribuinte			
Contribuição empregado	Benefício	Período de contribuição	FGTS
20,00%	Média dos 80% maiores salários * fator prev. /teto de 8,89 SMs	30 mulheres e 35 homens, idade mínima 53 homem e 48 mulher	Sem FGTS
Regime 4 – Assalariado público estatutário contribuinte			
Contribuição empregado	Benefício	Período de contribuição	FGTS
11,00%	Integral	30 mulheres e 35 homens, idade mínima 60 homem e 55 mulher	Sem FGTS
Regime 5 – Não contribuinte			
Contribuição empregado	Benefício	Período de contribuição	FGTS
0,00%	SM	Idade mínima 65 homem e mulher	Sem FGTS

Fonte: Elaboração própria, baseada na informação presente no site da previdência social.

Notas: FGTS = Fundo de Garantia do Tempo de Serviço.

Y = rendimento do trabalho.

Por exemplo, caso um trabalhador se declare na PNAD como sendo um assalariado do setor privado, contribuinte da previdência e que não seja trabalhador doméstico, consideramos esse indivíduo como pertencente ao regime de previdência 1. Caso sua renda seja superior a R\$ 1.334,08, suporemos que ele contribuiu com 11% de seus rendimentos para a previdência social. Se esse trabalhador for do sexo masculino, com 40 anos de idade e com 15 anos de experiência no mercado de trabalho, suporemos que sua aposentadoria será aos 60 anos de idade, pois ele precisa de 35 anos de contribuição para se aposentar. Seus benefícios corresponderão

9. Note que na PNAD não existe informação sobre o valor da contribuição dos trabalhadores por conta própria, e o VPCT é estimado com base no valor da remuneração reportada pelo conta-própria.

à média dos 80% maiores salários ao longo do período de contribuição multiplicados pelo fator previdenciário¹⁰ e o valor do benefício é limitado por um teto de 8,89 SMs. Caso ele possua carteira assinada, também consideramos a existência de uma contribuição por parte do empregador de 8% do valor do rendimento para o FGTS do trabalhador.

Uma hipótese importante é a de que todos os indivíduos que não contribuem para previdência (Regime 5) terão direito aos 65 anos de idade a receber o Benefício de Prestação Continuada (BPC) proposto pela Lei Orgânica da Assistência Social (Loas). No entanto, cabe ressaltar que a lei prevê que para receber o BPC os beneficiários devem se enquadrar em critérios de renda familiar *per capita*.

A justificativa para esse procedimento é que não temos informação de como seria a estrutura familiar de todos os indivíduos de nossa amostra quando estes estiverem com 65 anos. Por exemplo: em nossa amostra, existem jovens trabalhadores de 18 anos para os quais teríamos que inferir o número de familiares e a renda familiar total para os próximos 47 anos. Somente dessa forma, conseguiríamos definir se esses indivíduos se enquadram nos critérios da Loas na idade de se aposentar.

Cabe ressaltar que em 2005 os trabalhadores do Regime 5 apresentam renda padronizada média de R\$ 525,88, significativamente menor que a média geral, R\$ 832,64. Também observamos em nossa amostra que a média do número de familiares dos indivíduos do Regime 5 também é superior à média geral (4,17 e 3,97 indivíduos por família, respectivamente). Essa evidência reforça a hipótese de que grande parte dos trabalhadores do Regime 5 estará apta a receber o BPC aos 65 anos.

Devido à importância da hipótese de que todos os trabalhadores do Regime 5 se enquadram nos critérios da Loas no momento de sua aposentadoria, também realizaremos um exercício alternativo para estimação do diferencial de VPCT considerando a probabilidade de que o indivíduo do Regime 5 seja apto a receber o BPC ao completar 65 anos de idade. A metodologia utilizada e os resultados dessas estimativas estão apresentados no apêndice B deste artigo.

Também consideramos neste trabalho as contribuições dos empregadores para o FGTS dos trabalhadores não estatutários com carteira assinada. Embora os empregados só tenham acesso a esse recurso em ocasiões especiais, o FGTS é um recurso a que o empregado terá direito em algum momento e que difere substancialmente na comparação entre os setores público e privado. A tabela 4 apresenta a distribuição da população entre os regimes previdenciários.

10. O fator previdenciário é uma constante que se baseia em quatro elementos: i) alíquota de contribuição; ii) idade do trabalhador; iii) tempo de contribuição à previdência social; e iv) expectativa de sobrevida do segurado. Sua fórmula é obtida no site da previdência social.

TABELA 4
Distribuição dos regimes previdenciários

Regime	Porcentagem	
	Privado	Público
1	46,43	33,09
2	3,39	-
3	7,8	-
4	-	58,95
5	42,37	7,96
Total	100	100

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

4 METODOLOGIA

Neste artigo utilizamos dois diferentes modelos para estimar como o diferencial de rendimentos público-privado varia por nível de escolaridade: modelo básico e metodologia Oaxaca-Blinder. Como os resultados encontrados pelos dois métodos não foram muito diferentes, apresentamos as estimativas Oaxaca-Blinder no apêndice A ao final de nosso texto.

Uma primeira estimação para o hiato de rendimentos público-privado controlado para características observáveis dos trabalhadores é semelhante ao que foi definido em Foguel, Gill e Mendonça (2000) como estimação do modelo básico. Esse procedimento consiste em estimar por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) a equação de rendimentos com a inclusão de uma variável *dummy* para o setor público. O coeficiente estimado desta última variável serve como medida do diferencial de salários público-privado controlado por características observáveis dos trabalhadores. Realizamos esse tipo de estimação dentro de diferentes grupos populacionais para medir o hiato específico para diversas subpopulações.¹¹

Ao realizarmos tal procedimento temos em mente o seguinte modelo:

$$E[w | pub, educ, ex, controles] = \beta_0 + \beta_1 pub + \beta_2 educ + \beta_3 ex + \beta_4 ex^2 + \beta_5 controles$$

em que:

w: é o logaritmo dos rendimentos padronizados;

pub: é a *dummy* de setor público;

educ: são as *dummies* de nível de escolaridade;

11. Em particular estaremos interessados no diferencial de rendimentos dentro dos grupos de escolaridade.

ex: são os anos de experiência; e

controles: são o vetor das variáveis exógenas.

Esse modelo é restritivo por duas razões. A primeira é que ele ignora que o setor público e o setor privado remuneram características observáveis de maneiras diferentes. Por exemplo: é um fato estilizado na literatura que o diferencial de rendimentos entre homem/mulher é maior no setor privado (GREGORY e BORLAND, 1999). Uma maneira de corrigir nossas estimativas para esse problema é a estimação do diferencial de rendimentos pelo método Oaxaca-Blinder, que será descrito no apêndice deste trabalho.

A segunda restrição encontrada no modelo básico é que ele ignora o efeito sobre os rendimentos de variáveis não observadas que estejam relacionadas com os demais regressores. Particularmente, nossas estimativas podem estar sendo afetadas por não observarmos aversão ao risco dos agentes, variável que possivelmente está fortemente correlacionada com a participação dos indivíduos no setor público. Infelizmente, esta restrição está presente em grande parte dos textos sobre o tema e a falta de bons instrumentos impede avanços da literatura no sentido de estimações por variáveis instrumentais.

Quanto aos controles utilizados, como alguns são diferentes dos utilizados por Foguel, Gill e Mendonça (2000) e Belluzzo, Pazello e Anuatti-Neto (2005), cabe algumas considerações. Pelo fato de a escolaridade ser uma variável sobre a qual teremos bastante interesse em outras estimações, tivemos o cuidado de permitir sua não linearidade ao dividi-la em *dummies* associadas a níveis diferentes de escolaridade do indivíduo. A *dummy* não incluída no modelo corresponde aos trabalhadores que não possuem escolaridade formal alguma.

Outra variável que julgamos importante é a experiência do indivíduo no mercado de trabalho. Como não existe essa pergunta específica nos questionários da PNAD, construímos esta medida a partir da diferença das variáveis idade e idade do primeiro emprego para cada indivíduo. É evidente que esse procedimento falha ao se desconsiderar um eventual período que o trabalhador ficou desocupado desde que entrou no mercado de trabalho.¹²

Por fim, foi criada uma variável *dummy* para trabalhadores sem carteira assinada. Uma vez que a proporção de trabalhadores sem carteira no setor privado é bem superior à do setor público (24% dos trabalhadores no setor privado e 19% dos trabalhadores no setor público),¹³ ao incluirmos essa variável evitamos captar

12. Pode-se apontar que esse erro de medida seja maior no setor privado onde a rotatividade da mão de obra é maior.

13. Cabe dizer que assim como no setor privado, os trabalhadores sem carteira do setor público apresentam níveis de educação inferiores aos trabalhadores com carteira assinada.

em nossas estimativas os efeitos do diferencial de salários entre o setor formal e o informal da economia.

A tabela 5 apresenta um sumário das variáveis utilizadas ao longo dessas estimações.

TABELA 5

Descrição das variáveis

Variável	Descrição
Público	1 se trabalha no setor público (estatutário e outros), 0 caso contrário
1 a 3	1 se possui de 1 a 3 anos de escolaridade, 0 caso contrário
4 a 7	1 se possui de 4 a 7 anos de escolaridade, 0 caso contrário
8 a 10	1 se possui de 8 a 10 anos de escolaridade, 0 caso contrário
11 a 14	1 se possui de 11 a 14 anos de escolaridade, 0 caso contrário
15 e 16	1 se possui de 15 e 16 anos de escolaridade, 0 caso contrário
> = 17	1 se possui de 17 anos ou mais de escolaridade, 0 caso contrário
Exper.	Experiência definida como idade menos idade que começou a trabalhar
Exper.^2	Experiência elevada ao quadrado
Homem	1 se homem, 0 caso contrário
Branco	1 se branco, 0 caso contrário
Tenure	Quanto meses o indivíduo está no mesmo trabalho
Metropolitano	1 se mora em RM, 0 caso contrário
Informal	0 se não tem carteira assinada, 1 caso contrário
NE	1 se mora no Nordeste, 0 caso contrário
SE	1 se mora no Sudeste, 0 caso contrário
SU	1 se mora no Sul, 0 caso contrário
CO	1 se mora no Centro-Oeste, 0 caso contrário

Fonte: Elaboração própria.

Também apresentaremos neste artigo estimações da equação de rendimentos separadamente para o setor público e para o setor privado. Essas estimativas são definidas como modelo básico público e privado, respectivamente. Essas estimativas são importantes, pois permitem que o retorno a todas as características observadas entre os setores sejam diferentes. Cabe dizer que esta é a mesma hipótese existente no modelo Oxaca-Blinder.

Outro modelo apresentado no artigo é o modelo básico com interações de escolaridade. Esse modelo consiste na mesma equação de rendimentos apresentada no início desta seção com a inclusão das interações entre as variáveis de escolaridade e a *dummy* de setor público. Neste modelo é possível testar a diferença entre os

rendimentos de escolaridade entre os setores público e privado através do nível de significância dos coeficientes das variáveis de interação.

4.1 Valor presente do contrato de trabalho

De forma a considerarmos o rendimento dos trabalhadores ao longo da vida, criamos uma variável de VPCT para cada trabalhador de nossa amostra. Como nossa definição da variável é diferente da apresentada em Barbosa-Filho, Afonso e Pessoa (2007), explicamos detalhadamente o seu processo gerador.

O primeiro passo é imputar para cada trabalhador, a partir de sua idade e sexo, uma esperança de vida. Para esse fim utilizamos a Tábua de Mortalidade do ano de 2005 disponibilizada no *site* do IBGE. O segundo passo é estimar uma idade de aposentadoria para cada trabalhador. Fazemos isso utilizando as regras de regime previdenciário apresentadas na tabela 3. Utilizamos uma hipótese simplificadora de que os agentes se aposentam assim que se apresenta essa oportunidade.¹⁴ Como medida de tempo do indivíduo no mercado de trabalho, utilizamos a idade atual subtraída da idade na qual o trabalhador começou a trabalhar.

O terceiro passo é estimar uma trajetória de rendimentos para os trabalhadores durante seu período de atividade. Isto é feito da seguinte forma: a partir dos rendimentos dos trabalhadores em 2005 e de uma regressão de salário é possível estimar o efeito dos anos adicionais de experiência sobre o rendimento bruto até a sua aposentadoria. Por exemplo, se um agente recebe R\$ 1.000,00 em 2005 e possui 10 anos de experiência, estimamos seu rendimento em 2006 a partir do efeito marginal do ano adicional de experiência sobre os R\$ 1.000,00 de uma pessoa com 10 anos de experiência.¹⁵ Já o seu rendimento em 2007 é estimado a partir do efeito marginal do ano adicional de experiência sobre o rendimento imputado em 2006 de uma pessoa com 11 anos de experiência. Seguindo tal procedimento sucessivamente, conseguimos estimar uma trajetória de rendimentos brutos para os anos de atividade de cada trabalhador.¹⁶

Para obtermos o rendimento líquido, utilizamos as regras de contribuição da previdência e contribuição para o FGTS durante o período de atividade e os benefícios para o período de inatividade apresentados na tabela 3. Também é utilizada a hipótese simplificadora de que os agentes não mudam de regime previdenciário ao longo da vida.

14. Como os benefícios de aposentadoria do setor privado são em geral menos generosos, possivelmente os trabalhadores desse setor têm menos incentivos a se aposentar assim que têm essa opção.

15. Note-se que em nossos modelos supomos uma relação quadrática entre rendimentos e experiência.

16. Cabe dizer que existem na literatura outras possibilidades mais sofisticadas de estimar a trajetória futura de rendimentos. Por exemplo, Fernandes e Gremaud (2004) propõem uma estimação de fluxo de salários onde também é considerado o crescimento da produtividade na economia, assim como a interação do tempo de serviço com nível educacional e gênero.

Para cada trabalhador, o VPCT é definido da seguinte forma:

$$VPCT = \frac{\sum_{a=0}^A \frac{(1-\delta)\hat{w}_a}{(1+r)^a} + \sum_{a=A+1}^D \frac{benef_a}{(1+r)^a}}{D}$$

O primeiro somatório vai do período inicial ($a = 0$), que corresponde ao rendimento do indivíduo em 2005, até o período estimado de aposentadoria (A). Já o segundo somatório inicia-se no primeiro período de aposentadoria ($A + 1$) e termina no período estimado do fim da vida (D). A variável \hat{w}_a representa o rendimento bruto estimado, a variável $benef_a$ representa os benefícios recebidos pelo trabalhador no período de aposentadoria. O rendimento líquido é obtido pela multiplicação do rendimento bruto por $(1 - \delta)$, onde δ é a contribuição do empregado para previdência menos a contribuição do empregador para o FGTS, caso ambos sejam aplicáveis. Os termos dos somatórios são trazidos a valor presente com uma taxa de desconto r .

Como está explícito na expressão, nossa variável corresponde a uma estimativa do rendimento de cada trabalhador do período de 2005 até o final de sua vida. Alternativamente, poderíamos utilizar os rendimentos ao longo de toda a idade ativa do trabalhador (desde que este começou a trabalhar) e não somente do ano de 2005 em diante. No entanto, esse exercício exigiria hipóteses adicionais referentes ao passado do trabalhador que procuramos evitar. Dessa forma, optamos por estimar os rendimentos futuros e utilizar a variável experiência nos controles das regressões cuja variável dependente é o VPCT.

Cabe dizer que, diferentemente de Barbosa-Filho, Afonso e Pessôa (2007), dividimos os termos do somatório pelos anos restantes de vida de cada trabalhador (D). Conforme foi visto anteriormente, os trabalhadores do setor público são em média mais velhos que os do setor privado, portanto, naturalmente, estimamos menos fluxos de rendimento futuro para eles. Se não utilizarmos o procedimento de correção para os anos de vida, o simples fato de somarmos menos fluxos de renda futuro devido à maior idade dos trabalhadores do setor público tornaria nossos estimadores do diferencial do VPCT entre o setor público e o privado subestimados.¹⁷

Os resultados deste trabalho são apresentados utilizando 6% como taxa de desconto. Como forma de robustez, também foram feitas as estimações com a taxa variando de 4% a 8%, sendo pequena a variação dos resultados.

17. As estimativas principais do VPCT sem a divisão pelos anos restantes de vida são apresentadas em notas de rodapé ao longo do texto.

5 RESULTADOS

Nesta seção apresentamos os resultados das nossas estimações utilizando duas variáveis dependentes: o logaritmo do rendimento do trabalho principal padronizado e o logaritmo do VPCT. Para essas variáveis aplicamos as diferentes metodologias apresentadas anteriormente e comparamos seus resultados.

5.1 Estimações com logaritmo do rendimento do trabalho principal padronizado

A seguir são apresentados os resultados das regressões onde utilizamos o logaritmo do rendimento do trabalho principal padronizado como variável dependente. Como já argumentado, essa seria a melhor variável para mensuração do diferencial de rendimento entre os setores público e privado, pois os resultados são robustos à diferença média de jornada de trabalho entre os setores. Também realizamos estimações com o logaritmo do rendimento nominal, que corresponde à remuneração do trabalhador sem corrigir para diferentes jornadas de trabalho. Ao longo do texto também descrevemos os resultados das estimações para essa variável.

5.1.1 Diferencial de rendimentos padronizado público-privado com controles

O resultado reportado no modelo básico na tabela 6 é uma estimativa do diferencial de rendimentos médio entre os setores público e privado controlado por características observáveis dos trabalhadores. Este resultado serve de atualização da literatura sobre diferencial de salários público-privado para o ano de 2005. O coeficiente da variável *dummy* para o setor público aponta que os trabalhadores do setor público recebem rendimentos em média 24%¹⁸ maiores que os trabalhadores, com as mesmas características observáveis, no setor privado.

A mesma estimação foi realizada utilizando o logaritmo do rendimento nominal como variável dependente. Neste caso o hiato estimado foi de 8%, evidenciando que a maior parte do diferencial do rendimento padronizado é explicada pela diferença de jornada de trabalho entre o setor público e o privado.

Nos modelos básicos público e privado, realizamos estimações de equações de rendimentos separadamente para cada setor. Dessa maneira permitimos que os rendimentos respondam a alterações de todas as variáveis (sexo, raça etc.) de forma diferente no setor público e no privado. Comparando os coeficientes das variáveis nos dois setores percebemos que o efeito de todos os níveis de escolaridade, quando comparados a não se educar, sobre os rendimentos é superior no setor privado do que no setor público. E essa diferença é mais expressiva para trabalhadores com ensino superior e pós-graduação (15-16 e 17 anos ou mais de escolaridade).

18. Note-se que, como nas estimativas, a variável dependente está em formato de logaritmo, o correto para se obter o diferencial de rendimento é fazer: $(\exp(\beta)-1)*100$. Assim apresentaremos o diferencial ao longo do texto.

TABELA 6

Regressões com rendimento padronizado.

(Variável dependente: logaritmo do rendimento padronizado)

	Modelo básico	Modelo básico público	Modelo básico privado	Modelo básico com interações de escolaridade
PÚBLICO	0,22531 [38,61]**			
1 a 3	0,10348 [8,96]**	0,04561 [1,72]	0,10741 [8,73]**	0,1109 [9,00]**
4 a 7	0,25306 [24,88]**	0,17384 [7,04]**	0,25701 [23,74]**	0,26308 [24,32]**
8 a 10	0,42501 [40,45]**	0,34945 [14,00]**	0,42829 [38,19]**	0,43183 [38,65]**
11 a 14	0,76809 [73,90]**	0,73938 [31,55]**	0,75576 [67,60]**	0,76064 [68,45]**
15 e 16	1,53114 [120,67]**	1,35664 [53,26]**	1,58733 [107,63]**	1,59789 [108,88]**
> = 17	2,01283 [90,51]**	1,73681 [49,44]**	2,16726 [74,36]**	2,17718 [74,87]**
Exper.	0,02792 [54,07]**	0,01341 [9,83]**	0,02938 [53,19]**	0,02774 [53,59]**
Exper.^2	-0,00042 [39,87]**	-0,00022 [8,45]**	-0,00044 [38,79]**	-0,00042 [39,54]**
PÚBLICO*0				0,32976 [14,17]**
PÚBLICO*1 a 3				0,24704 [12,29]**
PÚBLICO*4 a 7				0,20172 [14,28]**
PÚBLICO*8 a 10				0,24026 [17,30]**
PÚBLICO*11 a 14				0,31154 [37,89]**
PÚBLICO*15 e 16				0,06618 [4,45]**

(continua)

(continuação)

	Modelo básico	Modelo básico público	Modelo básico privado	Modelo Básico com interações escolaridade
PÚBLICO* > = 17				-0,13473 [3,57]**
Observações	124543	18743	105800	124543
R ²	0,5002	0,52	0,47	0,5021

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

Notas: Coeficientes foram estimados pelo método de MQO.

Estatísticas-t entre colchetes. ** Significante a 1%. * Significante a 5%.

Erros-padrão foram estimados de maneira robusta à heteroscedasticidade.

Variáveis de controle: homem, branco, *tenure*, metropolitano, informal e *dummies* de região do país.

Já no modelo básico com interações de escolaridade, os coeficientes das interações entre as *dummies* de escolaridade e a variável de setor público representam estimações do diferencial de rendimentos público-privado para cada grupo educacional. Por exemplo, o coeficiente da variável Público*0 indica que os trabalhadores do setor público sem nenhuma escolaridade formal ganham em média 37% a mais que os trabalhadores do setor privado sem nenhuma escolaridade, controlando para suas características observáveis. A partir dos coeficientes estimados é possível perceber que o maior hiato de rendimentos é encontrado para os trabalhadores sem escolaridade formal. Nota-se também que os trabalhadores com 17 anos ou mais de escolaridade recebem em média salários maiores no setor privado.

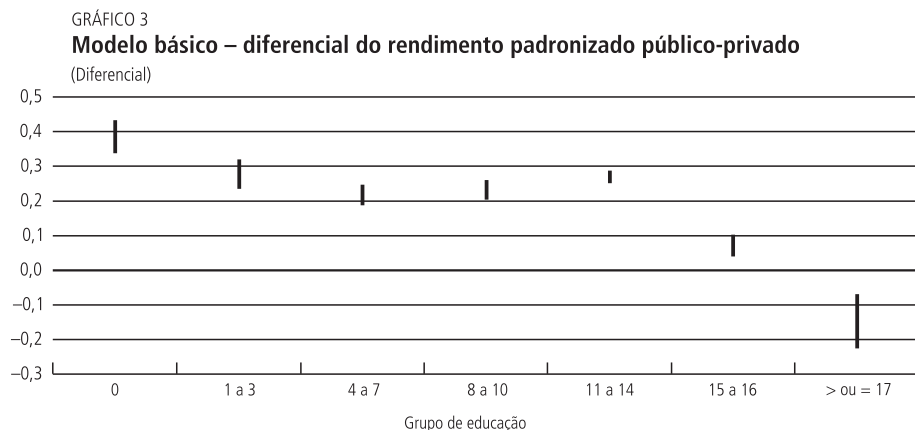
5.1.2 Diferencial de rendimentos padronizado público-privado por nível de escolaridade

Para investigar como se comporta o hiato de rendimentos público-privado dentro de cada grupo de escolaridade, realizamos sete estimações diferentes de equações de rendimentos, restringindo a amostra de trabalhadores a cada grupo educacional específico. Por exemplo, para medir o diferencial de remuneração público-privado para trabalhadores com ensino médio, estimamos uma equação de salários especificamente para esses indivíduos. O coeficiente estimado da *dummy* setor público desta regressão representa o hiato de rendimentos para trabalhadores com ensino médio. O gráfico 3 apresenta os coeficientes estimados para cada uma das regressões e seu intervalo de confiança de 95%.¹⁹

Pelo gráfico podemos perceber que o maior hiato de rendimentos é encontrado para trabalhadores sem nenhuma escolaridade. Para esse grupo específico, o diferencial de remuneração é de cerca de 47% em favor dos trabalhadores do setor público. Esse resultado pode ser interpretado como indício de que esses trabalhadores têm produtividade

19. Os resultados análogos destas estimativas utilizando a metodologia Oaxaca-Blinder são apresentados no gráfico A.1 no apêndice A.

marginal muito baixa no setor privado, recebendo provavelmente salários inferiores ao SM. Já no setor público, onde o piso de rendimentos é bem definido, estes trabalhadores recebem rendimentos bem superiores a sua produtividade marginal.



Outra constatação é que para trabalhadores altamente qualificados o diferencial público-privado é significativamente baixo, tornando-se negativo para trabalhadores com pós-graduação (17 anos ou mais de estudo). Como esses trabalhadores possuem produtividade marginal elevada, seus salários no setor privado são substancialmente altos. No entanto, a existência de teto de rendimentos bem definido para servidores públicos impede que este tipo de trabalhador receba remuneração correspondente no setor público.

As mesmas regressões foram feitas tendo como variável dependente o logaritmo do rendimento nominal (sem correção de jornada de trabalho). Os resultados encontrados apontam que para todos os níveis de escolaridade o hiato de rendimento padronizado é maior do que o hiato de rendimento nominal. Portanto, em todos os grupos educacionais, a jornada de trabalho média é maior no setor privado.²⁰

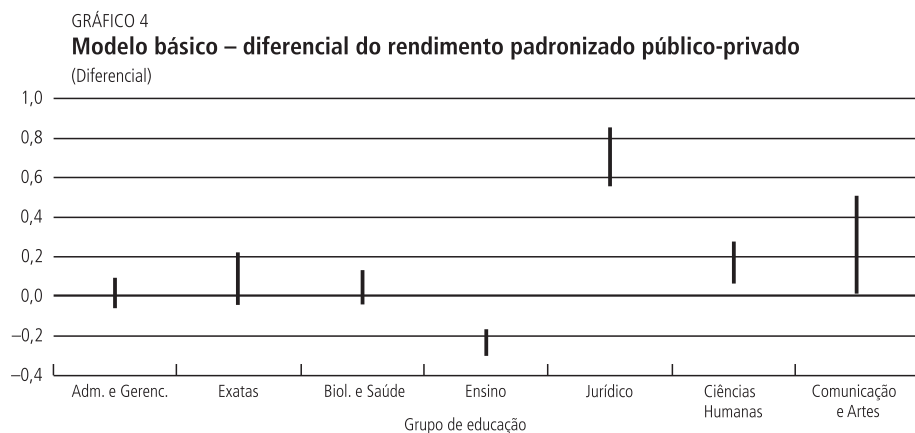
5.1.3 Diferencial de rendimentos padronizado público-privado e ocupação

Neste trabalho também realizamos uma análise mais detalhada do diferencial de rendimentos para trabalhadores com mais de 15 anos de estudos. Para esse grupo, percebe-se a existência de uma heterogeneidade no hiato de rendimentos explicada pela escolha ocupacional. A partir dos agrupamentos de ocupação propostos no anexo I da PNAD, conseguimos dividir os indivíduos de nossa amostra com mais de 15 anos de estudos em oito grupos ocupacionais: *i*) administração e gerência; *ii*) exatas; *iii*) biociências e

20. Os valores encontrados para o diferencial de rendimento nominal para os grupos de escolaridade (em ordem crescente de 0 a 17 ou mais respectivamente) foram: 27,29%, 16,31%, 11,04%, 8,53%, 10,62%, -06,71%, -23,64%.

saúde; *iv*) ensino; *v*) ciências jurídicas; *vi*) ciências humanas; *vii*) comunicação e artes; *viii*) outros. Os trabalhadores dos sete primeiros grupos exercem ocupações que exigem nível superior e correspondem a 70% de nossa subamostra. De forma a medir o hiato de rendimentos por grupamento ocupacional, estimamos uma equação de salários para os sete grupos de trabalhadores. O coeficiente estimado para a *dummy* de setor público corresponde ao diferencial de salários por grupo de ocupação.

O gráfico 4 apresenta o coeficiente estimado da variável setor público e seu intervalo de confiança de 95%.²¹ Podemos perceber que existe uma grande variação do diferencial de rendimentos público-privado avaliado para diferentes ocupações dos trabalhadores com mais de 15 anos de estudo. Claramente os trabalhadores do setor jurídico recebem um prêmio muito elevado por trabalhar no setor público, enquanto os trabalhadores de ensino recebem maiores rendimentos na iniciativa privada.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

Uma interpretação para esses resultados é associar o diferencial de rendimentos das ocupações ao poder de barganha que certas classes de trabalhadores do setor público têm em parar a máquina estatal. Possivelmente uma greve de trabalhadores de ocupação jurídica no setor público atinge uma parcela da população que possui grande poder político: classe média e formadores de opinião. Dessa forma, ao negociar sua remuneração, estes trabalhadores utilizam esta condição para exigir maiores remunerações no setor público. Como os grandes prejudicados de greves dos trabalhadores da área de ensino são, em sua maioria, crianças de baixa renda,²² os trabalhadores deste tipo de ocupação não têm tanto poder de barganha

21. O resultado análogo desta estimativa utilizando a metodologia Oaxaca-Blinder é apresentado no gráfico A.2 no apêndice A.

22. Como mais de 70% dos professores desta subamostra possuem apenas ensino superior como nível de escolaridade, acreditamos que neste universo é pequena a parcela de professores que lecionam em universidades, o que justifica a interpretação de que os maiores prejudicados pela greve são crianças de baixa renda.

ao negociar reajustes salariais com os governantes, sendo desta maneira inferior sua remuneração quando comparada ao setor privado.

5.2 Estimações com o valor presente do contrato de trabalho

A seguir são apresentadas as estimações do diferencial de rendimentos entre o setor público e o setor privado, utilizando como variável de interesse o VPCT. Conforme já salientado, essa variável tenta medir os rendimentos dos trabalhadores ao longo da vida e trazê-los a valor presente. Como na construção dos regimes previdenciários não foram consideradas as especificidades das regras para determinadas ocupações,²³ não apresentaremos os resultados do diferencial público-privado desagregados por grupos de ocupação.

5.2.1 Estatísticas descritivas

A tabela 7 apresenta algumas estatísticas descritivas do VPCT para os setores público e privado. Uma evidência importante encontrada foi que as medidas de desigualdade estimadas para o VPCT são menores do que as estimadas para rendimento padronizado no setor privado. Essa constatação será reforçada por outras estimações desta subseção. Conforme será enfatizado posteriormente, a construção do regime previdenciário brasileiro torna o rendimento ao longo da vida dos trabalhadores do setor privado menos desigual. Isso ocorre porque trabalhadores que não contribuem à previdência podem receber o BPC aos 65 anos de idade e existe um teto para benefícios do RGPS.

TABELA 7
Estatísticas do VPCT por setor
(Em R\$)

	Público	Privado
Média	504,56	271,53
Desvio-padrão	642,00	362,71
Desvio-padrão/média	1,27	1,34

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

Também apresentamos no gráfico 5 o histograma estimado do VPCT. Pode-se perceber que, ao contrário do histograma utilizando o logaritmo do rendimento padronizado, a distribuição do VPCT no setor público e do setor privado alcança limites superiores praticamente idênticos. Uma possível explicação para essa estimativa é que a paridade entre os rendimentos dos funcionários públicos estatutários na ativa e na inativa permite que trabalhadores de maior nível de capital humano alcancem rendimentos ao longo da vida semelhantes aos encontrados no setor privado. Já os trabalhadores do RGPS não usufruem desse benefício.

23. Por exemplo, existe um regime de aposentadoria específico para professores.

GRÁFICO 5
Histograma do logaritmo do VPCT por setor
 (Densidade)

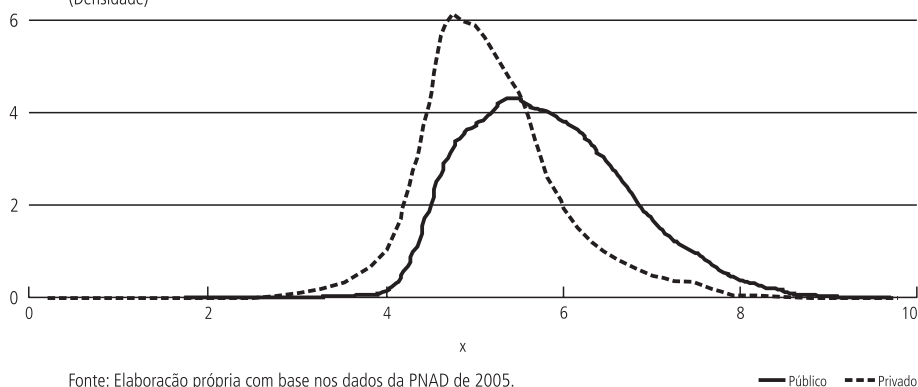
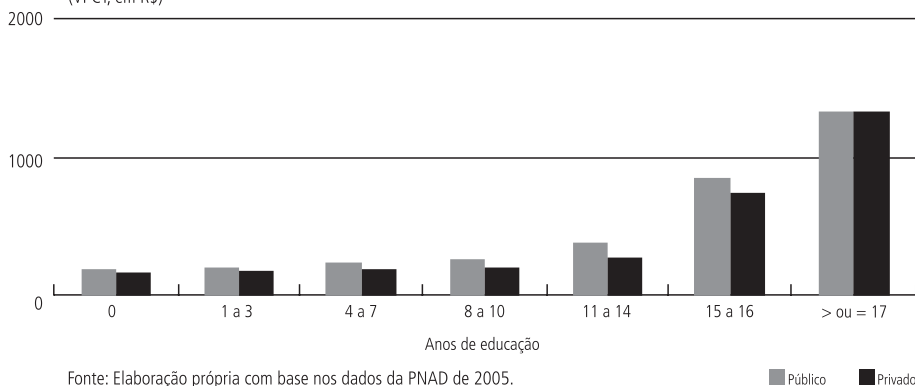


GRÁFICO 6
VPCT médio
 (VPCT, em R\$)



O gráfico 6 apresenta as médias do VPCT por grupo de escolaridade para o setor público e para o setor privado. Percebe-se que diferentemente do que foi encontrado para as médias do rendimento padronizado, somente para trabalhadores com 17 anos ou mais de escolaridade a média do VPCT é maior no setor privado, e a diferença não é substancial. Essa estatística é um indício de que, ao considerarmos o rendimento dos trabalhadores ao longo da vida, mesmo para trabalhadores com elevados níveis de escolaridade, exista um prêmio para trabalhadores do setor público.

5.2.2 Diferencial do VPCT com controles

Na tabela 8 apresentamos os resultados de algumas estimações utilizando o logaritmo do VPCT como variável dependente. No apêndice B, apresentamos resultados com uma metodologia alternativa de estimação do VPCT, relaxando

a hipótese de que todos os trabalhadores que não contribuem para a previdência tornam-se aptos a receber o BPC ao completarem 65 anos de idade. O apêndice mostra que alguns resultados são sensíveis à forma de construção do VPCT, apresentando as razões para tal.

A partir do modelo básico, podemos constatar que o diferencial de rendimentos ao longo da vida (coeficiente estimado da variável PÚBLICO) é praticamente idêntico ao diferencial de rendimentos padronizado. Também observamos que os sinais e a significância das demais variáveis são consistentes com os encontrados nas estimações de rendimentos padronizados.²⁴

Inicialmente o resultado de que os diferenciais médios de rendimentos ao longo da vida e padronizado são semelhantes não é intuitivo, uma vez que claramente as regras que regem os benefícios do RPPS são mais generosas aos trabalhadores do setor público estatutários. A explicação enfatizada neste trabalho é que, se por um lado a previdência social brasileira penaliza trabalhadores com alto capital humano do setor privado com benefícios de aposentadoria nunca superiores a 8,9 SMs e sem paridade com os rendimentos da ativa, por outro lado, através de benefícios como o BPC, beneficia trabalhadores do setor privado com pouco capital humano que não contribuem para ela. O resultado encontrado como o diferencial médio do VPCT é a simples conjunção desses dois fatores que agem em direções opostas.

Nas estimações do modelo básico público e privado fazemos duas regressões separadas utilizando o logaritmo do VPCT como variável dependente. Para essas estimações podemos observar que, diferentemente do encontrado para o rendimento padronizado, os retornos à escolaridade do setor público são muito próximos aos retornos do setor privado. Também percebemos que os ganhos de escolaridade são menores em ambos os setores, o que possivelmente está associado ao caráter redistributivo que a previdência social assume nos dias de hoje no Brasil.

Por fim, o modelo básico com interações de escolaridade apresenta, através dos coeficientes estimados das interações das *dummies* de escolaridade com a *dummy* de setor público, os diferenciais do VPCT para cada grupo de escolaridade. Percebe-se que diferentemente do encontrado para o diferencial dos rendimentos padronizado, os resultados sugerem que não existe uma relação monotônica negativa entre escolaridade e diferencial de rendimento dos trabalhadores ao longo do ciclo de vida. E para todos os níveis de escolaridade encontramos algum tipo de prêmio por se trabalhar no setor público, inclusive para os níveis mais elevados de escolaridade.

24. Também realizamos estimações do modelo básico cuja variável do valor presente do contrato de trabalho não é dividida pelos anos restantes de vida esperados. O resultado do coeficiente da variável PÚBLICO foi de 0,19, portanto não muito diferente do encontrado na tabela 8.

TABELA 8

Regressões com VPCT

Variável dependente: logaritmo do VPCT

	Modelo básico	Modelo básico público	Modelo básico privado	Modelo básico com interações de escolaridade
PÚBLICO	0,241 [41,83]**			
1 a 3	0,0354 [3,847]**	0,0277 [0,974]	0,0327 [3,413]**	0,0323 [3,360]**
4 a 7	0,141 [17,42]**	0,145 [5,394]**	0,138 [16,41]**	0,135 [16,08]**
8 a 10	0,283 [33,02]**	0,32 [11,81]**	0,279 [31,20]**	0,272 [30,52]**
11 a 14	0,608 [71,92]**	0,706 [27,68]**	0,59 [66,19]**	0,58 [65,43]**
15 e 16	1,348 [122,1]**	1,347 [48,96]**	1,36 [105,9]**	1,35 [105,7]**
> = 17	1,836 [89,78]**	1,744 [47,46]**	1,925 [71,86]**	1,912 [71,59]**
Exper.	0,0145 [34,31]**	0,00137 [0,986]	0,0155 [35,02]**	0,0142 [33,56]**
Exper.^2	-0,0000314 [3,957]**	0,0000725 [2,772]**	-0,0000298 [3,609]**	-0,000025 [3,151]**
PÚBLICO*0				0,0964 [4,090]**
PÚBLICO*1 a 3				0,11 [5,629]**
PÚBLICO*4 a 7				0,131 [9,238]**
PÚBLICO*8 a 10				0,216 [15,21]**
PÚBLICO*11 a 14				0,33 [39,93]**
PÚBLICO*15 e 16				0,203 [13,78]**

(continua)

(continuação)

	Modelo básico	Modelo básico público	Modelo básico privado	Modelo básico com interações de escolaridade
PÚBLICO* > = 17				0,0366 [0,990]
Observações	124543	18743	105800	124543
R ²	0,52	0,53	0,48	0,52

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

Notas: Coeficientes foram estimados pelo método de MQO.

Estatísticas-t entre colchetes. ** Significante a 1%. * Significante a 5%.

Erros-padrão foram estimados de maneira robusta à heteroscedasticidade.

Variáveis de controle: homem, branco, *tenure*, metropolitano, informal e *dummies* de região do país.

O gráfico 7 apresenta as estimações, com o intervalo de confiança de 95%, do hiato público-privado do VPCT dentro de cada grupo de escolaridade utilizando a metodologia do modelo básico.²⁵ Neste modelo estimamos que o diferencial do VPCT não varia entre os grupos na mesma ordem de grandeza do que foi observado nas estimações com rendimento padronizado.

Enquanto nas regressões com rendimento padronizado foi encontrada uma relação quase monotônica negativa entre escolaridade e prêmio salarial de se trabalhar no setor público, para as regressões utilizando o VPCT percebemos que o prêmio para o grupo de trabalhadores sem escolaridade não é superior aos dos demais grupos. Também observamos que para todos os níveis de escolaridade existe um prêmio positivo de se trabalhar no setor público, embora não seja significativo para trabalhadores com mais de 17 anos de escolaridade.²⁶

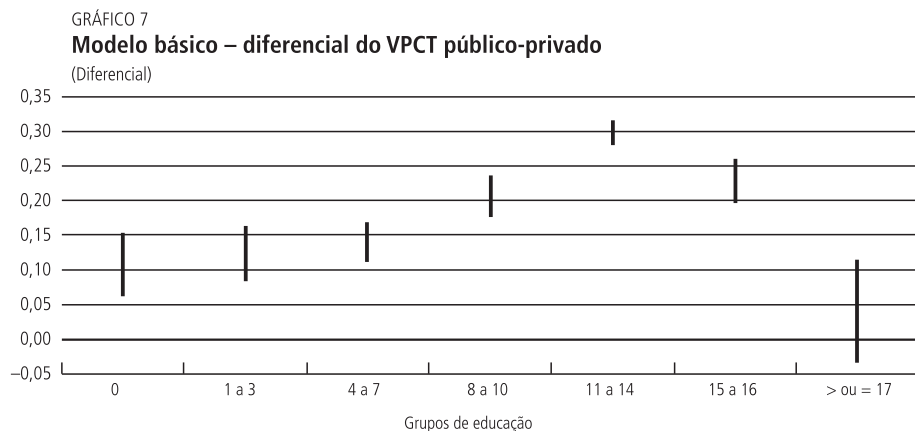
Uma explicação para o prêmio de se trabalhar no setor público ser menor para indivíduos com baixa escolaridade quando consideramos o rendimento ao longo da vida é a existência do BPC. A maioria dos trabalhadores com reduzido capital humano do setor privado não contribui para a previdência social e como tem rendimentos inferiores ao SM, recebe uma elevação da renda após se aposentar. Já os trabalhadores do setor público contribuem com 11% da sua remuneração para a previdência e não possuem acréscimos de rendimentos ao se aposentar.

Já a elevação para o prêmio de se trabalhar no setor público para indivíduos com alta escolaridade quando consideramos o rendimento ao longo da vida pode ser explicada pela existência do teto de 8,89 SMs para os benefícios do RGPS.

25. O resultado análogo desta estimativa utilizando a metodologia Oaxaca-Blinder é apresentado no gráfico A.3 no apêndice A.

26. Outra hipótese que levantamos é que os indivíduos de nossa amostra que, apesar de empregados, continuam na escola, permanecem com educação constante no futuro. Como forma de robustez, estimamos o hiato do VPCT somente para os indivíduos que não estão estudando no momento. Os resultados não foram muito diferentes: o diferencial total é de 20,8%. Para indivíduos com 1 a 3 anos de educação é 10,8% e, para indivíduos com 15 e 16 anos, 19,6%.

Como a maioria dos trabalhadores do setor privado recebe salários superiores a esse teto, ao se aposentar estes indivíduos se deparam com uma redução dos seus rendimentos. Já como existe o princípio de integralidade no regime RPPS, os funcionários públicos com elevado capital humano não sofrem com essa restrição ao se aposentar.



6 CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objetivo medir como o diferencial de rendimentos público-privados se relaciona com o nível de escolaridade dos trabalhadores. Para esse fim utilizamos duas variáveis dependentes: rendimento padronizado e o VPCT.

Encontramos evidências de que, utilizando como variável de interesse o rendimento do trabalho padronizado, os trabalhadores com pouca escolaridade são beneficiados com elevados prêmios salariais no setor público. Também foi encontrado que, para trabalhadores com maiores níveis de capital humano, o hiato tende a desaparecer ou mesmo a tornar-se favorável ao setor privado. Uma explicação apresentada neste trabalho para esse fenômeno é a existência de tetos e pisos salariais bem definidos no setor público. Adicionalmente, foi visto que boa parte da heterogeneidade do diferencial público-privado para trabalhadores educados é explicada pela escolha ocupacional.

Por fim, através da criação da variável do VPCT foi possível estimar o diferencial público-privado de rendimentos ao longo do ciclo de vida dos trabalhadores. Uma primeira evidência importante encontrada foi que o hiato médio estimado do VPCT não foi muito diferente do hiato médio estimado do rendimento padronizado.

A explicação apresentada para essa constatação foi a de que, se por um lado a previdência social brasileira penaliza os trabalhadores mais escolarizados do setor privado com benefícios nunca superiores a um teto previdenciário e sem paridade com

os rendimentos da ativa, por outro lado, através de benefícios como o BPC, beneficia trabalhadores do setor privado menos escolarizados que não contribuem para ela. As demais estimações do trabalho com o VPCT reforçam essa evidência empírica.

ABSTRACT

We study the determinants of the public-private earnings gap for different levels of schooling of Brazilian workers. First, using the current earnings as the variable of interest, we estimate that less educated people receive higher earnings in the public sector (i.e., the earnings gap is favorable to the public sector). On the other hand, for workers with higher schooling, the earnings gap disappears or becomes favorable to the private sector. In addition, we consider the different retirement regimes in Brazil by creating the variable Present Value of Work Contract (PVWC). This variable is a measure of the lifetime earnings for each individual of our database. In contrast to the results from the current earnings analysis, we found that the PVWC gap is favorable to the public sector even for the highest educated group of workers.

REFERÊNCIAS

- BARBOSA-FILHO, F.; AFONSO, L.; PESSÔA, S. Um estudo sobre os diferenciais de remuneração entre os professores das redes pública e privada de ensino. *In: ENCONTRO DA ANPAD – EnANPAD*, 31., *Anais...* 2007.
- BELLUZZO, W.; PAZELLO, E.; ANUATTI-NETO, F. Distribuição de salários e o diferencial público-privado no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 4, p. 511-533, Oct./Dec. 2005.
- BENDER, S.; FERNANDES, R. *Gastos públicos com pessoal: uma análise de emprego e salário no setor público brasileiro no período 1992-2004*. Fundação Getúlio Vargas, EESP, 2006 (Texto para Discussão).
- BLINDER, A. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, v. 8, p. 435-455, 1973.
- FERNANDES, R.; GREMAUD, A. Regime de previdência dos servidores públicos: equilíbrio financeiro e justiça atuarial. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 32., 2004, João Pessoa, PB. 2004. *Anais...* João Pessoa: ANPEC, 2004.
- FOGUEL, M.; GILL, I.; MENDONÇA, R.; BARROS, R. P. de. The public-private wage gap in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 54, n. 4, p. 433-472, 2000.
- GREGORY, R.; BORLAND, J. Recent developments in public sector labor markets. *Handbook of Labor Economics*, v. 3C, p. 3.573-3.630, 1999.
- IBGE. Disponível em: <www.ibge.gov.br> Acessado em: dez. 2007.
- MARCONI, N. A evolução do perfil da força de trabalho e das remunerações nos setores público e privado ao longo da década de 1990. *Revista do Serviço Público*, ano 54, v. 1, p. 7-43, jan./mar. 2003.
- MENEZES-FILHO, N. A.; MUENDLER, M.; RAMEY, G. The structure of worker compensation in Brazil with a comparison to France and the United States. *Review of Economics and Statistics*, v. 90, p. 324-346, 2008.
- OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 14, n. 3, p. 693-709, 1973.

POSTEL-VINAY, F.; TURON, H. The public pay gap in Britain: small differences that (don't?) matter. *Economic Journal*, v. 117, p. 1.460-1.503, 2007.

POTERBA, J.; RUEBEN, K. *The distribution of public sector wage premia: new evidence using quantile regression methods*. 1995 (NBER Working Paper, n. 4.734).

PREVIDÊNCIA SOCIAL. Disponível em: <www.previdenciasocial.gov.br> Acessado em: dez. 2007.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 2, p. 249-265, 2004.

SMITH, S. Pay differentials between federal government and private sector workers. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 29, n. 2, p. 179-197, Jan. 1976.

VAN DER GAAG, J.; VIJVERBERG, W. A switching regression model for wage determinants in the public and private sector of a developing country. *The Review of Economics and Statistics*, v. 70, n. 2, p. 244-252, 1988.

VAZ, D. V.; HOFFMAN, R. Remuneração nos serviços no Brasil: o contraste entre funcionários públicos e privados. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 16, n. 2 (30), p. 199-232, 2007.

ZYLBERSTAJN, H.; SOUZA, A.; AFONSO, L. E. *Reforma da previdência social e custo de transição: simulando um sistema universal para o Brasil*. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal-RN. Natal: ANPEC, 2005.

(Originais submetidos em setembro de 2008. Última versão recebida em janeiro de 2010. Aprovada em fevereiro de 2010.)

APÊNDICE A

A.1 MÉTODO OAXACA-BLINDER

Também apresentamos estimações do diferencial de rendimento público-privado pela metodologia Oaxaca-Blinder (OAXACA, 1973; BLINDER, 1973). Esse método difere do anterior por permitir que os setores público e privado remunerem características observáveis de maneira diferente.

$$E[w | pub = 1, x] = x' \beta_{pub} \quad E[w | pub = 0, x] = x' \beta_{priv}$$

em que x : *dummies* de nível de escolaridade, experiência, experiência ao quadrado e controles.

A metodologia Oaxaca-Blinder decompõe a diferença de rendimentos bruta entre os setores público e privado em termos da diferença entre características da composição e outras características não observáveis, que definiremos como discriminação. A nossa definição do hiato de rendimento público-privado será a parte da decomposição salarial que está associada à discriminação.²⁷

27. Note-se que a terminologia discriminação, muito utilizada nas estimações do diferencial de salários entre homens e mulheres, não é a mais apropriada para estimações do hiato rendimentos público-privados.

$$\underbrace{\bar{w}_{pub} - \bar{w}_{priv}}_{\text{Diferencial bruto}} = \underbrace{(\bar{x}_{pub} - \bar{x}_{priv})' \hat{\beta}_{priv}}_{\text{Diferencial devido à composição}} + \underbrace{\bar{x}_{pub} (\hat{\beta}_{pub} - \hat{\beta}_{priv})}_{\text{Discriminação}}$$

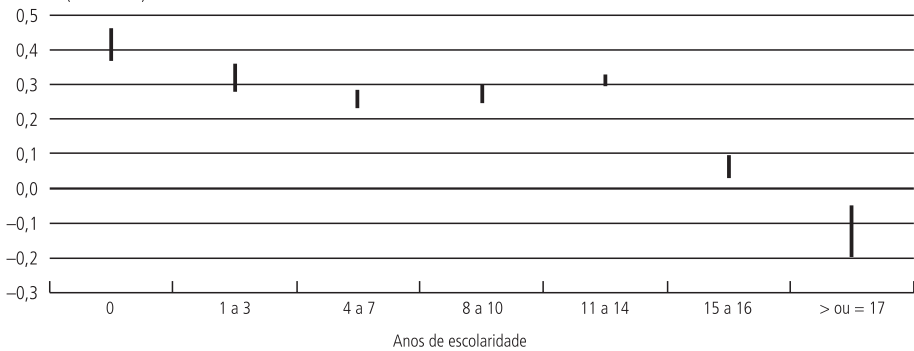
Obviamente, esse método também é limitado por problemas de endogeneidade, que podem afetar a interpretação dos componentes do diferencial.

A.2 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES PELO MÉTODO OAXACA-BLINDER

GRÁFICO A.1

Oaxaca-Blinder: diferencial do rendimento padronizado público-privado

(Diferencial)

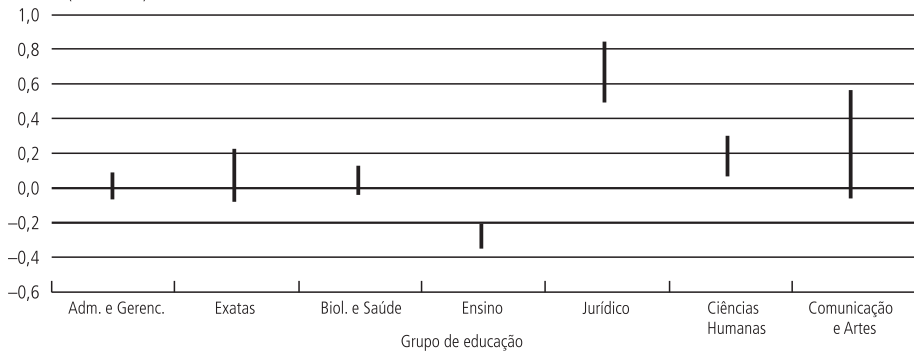


Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

GRÁFICO A.2

Oaxaca-Blinder: diferencial do rendimento público-privado

(Diferencial)

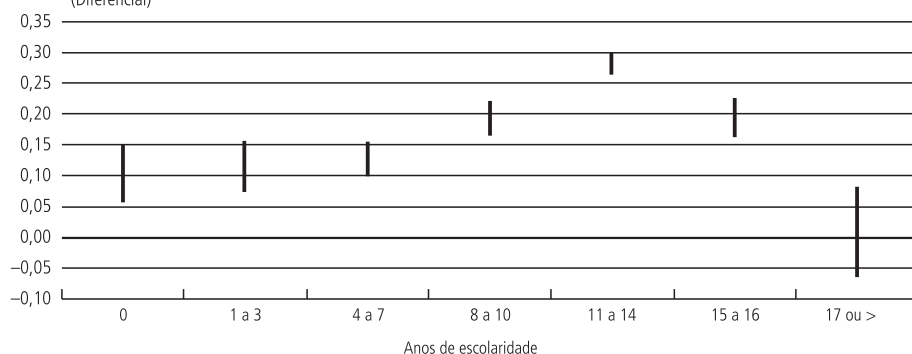


Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

GRÁFICO A.3

Oaxaca-Blinder: diferencial do VPCT público-privado

(Diferencial)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

APÊNDICE B

Neste apêndice, apresentamos uma metodologia alternativa de estimação do VPCT sem a hipótese de que todos os trabalhadores não contribuintes para a previdência tornam-se aptos a receber o BPC ao completarem 65 anos de idade.

B.1 ESTIMANDO A PROBABILIDADE DE RECEBER BPC

O primeiro passo desta metodologia é, a partir de características observadas, estimar a probabilidade de cada indivíduo do grupo 5 se enquadrar nos critérios da Loas ao chegar ao período de aposentadoria. Neste sentido, utilizaremos as informações presentes na PNAD de 2006 sobre transferência de renda dos programas sociais do governo brasileiro.

Com o objetivo de estimar uma probabilidade de recebimento do BPC, realizamos o seguinte procedimento

1) Utilizando a PNAD de 2006, conseguimos informações sobre os domicílios onde algum morador recebeu dinheiro do Programa Social BPC. Também é possível apontar quantos moradores recebem o benefício nos domicílios onde existe o BPC.

2) Como na base de dados da PNAD não existe informação precisa sobre qual morador do domicílio está recebendo o benefício, assumimos a seguinte hipótese: se apenas uma pessoa do domicílio recebe o benefício, indicamos que o indivíduo mais velho é o responsável por essa fonte de renda. Já se duas pessoas do domicílio recebem o benefício, apontamos que as duas pessoas mais velhas são as responsáveis pelo recebimento do BPC, e assim por diante. Dessa forma, conseguimos criar uma variável *dummy* sobre o recebimento do BPC, tal que:

$BPC_i = 1$, se o indivíduo i pertence a um domicílio que recebe o BPC e o total de indivíduos recebendo o benefício no domicílio \geq ordenamento de i no domicílio em termos de idade (1 se mais velho, 2 se segundo mais velho, e assim por diante).

0, caso contrário.

Ainda na PNAD de 2006, restringimos a nossa amostra a pessoas com mais de 65 anos²⁸ e estimamos o seguinte modelo de probabilidade:

$$\Pr(BPC = 1/x) = \Phi(x_{2006}\beta) \quad (1)$$

onde $\Phi(\cdot)$ é a função distribuição acumulada de uma normal padrão (*probit*) e x_{2006} é um vetor de características observadas. Essa equação indica como as características observadas dos indivíduos de 2006 com mais de 65 anos explicam sua probabilidade de receber o BPC.

3) A partir da equação estimada em (1) conseguimos inferir uma probabilidade de adequação aos critérios do BPC para todos os trabalhadores do regime 5 da PNAD de 2005. Para isso basta substituímos o vetor de características pessoais de cada indivíduo da amostra do regime 5 da PNAD de 2005 na equação estimada em (1), conforme abaixo:

$$P(x_{i,2005}) = \Phi(x_{i,2006}\hat{\beta})$$

A variável $P(x_{i,2005})$ é uma estimativa a partir do vetor de características observáveis para a probabilidade de cada um dos indivíduos do regime 5 se enquadrar nos critérios do BPC ao completar 65 anos.

Como vetor de variáveis explicativas x_i , utilizamos as *dummies* de educação, sexo e cor. A razão da escolha dessas variáveis é que acreditamos que estas permanecem constantes ao longo do período em que o indivíduo permanece no mercado de trabalho até os 65 anos de idade.

B.2 VALOR ESPERADO DO BENEFÍCIO

Uma vez que possuímos uma probabilidade estimada de cada indivíduo receber o BPC, é possível criar uma variável que é o valor esperado do benefício para indivíduos do regime 5. O valor esperado do benefício corresponde ao valor a ser recebido pelo indivíduo que se enquadrar nos critérios da BPC vezes a probabilidade estimada do indivíduo se enquadrar nos critérios de recebimento deste benefício ao completar 65 anos. Esta é uma medida do valor esperado de rendimentos para aqueles indivíduos que não contribuem para previdência após completarem 65 anos.

28. Idealmente a nossa subamostra deveria conter pessoas com mais de 65 anos que pertenciam ao regime 5 enquanto estavam no mercado de trabalho. No entanto não existe informação se os indivíduos contribuíam ou não para a previdência antes de se aposentar.

Dessa forma, redefinimos da seguinte forma o VPCT para indivíduos do regime 5:

$$VPCT = \frac{\sum_{a=0}^A \frac{(1-\delta)\hat{w}_a}{(1+r)^a} + \sum_{a=A+1}^D \frac{p(x) * BPC_a}{(1+r)^a}}{D}$$

Conforme já foi salientado anteriormente, a grande diferença do novo VPCT é que não mais consideramos que todos os indivíduos do regime 5 recebem o benefício do BPC ao se aposentarem. Alternativamente construímos uma variável de valor esperado do benefício a partir da probabilidade que cada indivíduo tem de se enquadrar nos critérios da Loas. Para os trabalhadores dos regimes 1, 2, 3 e 4, o cálculo do VPCT foi o mesmo.

B.3 RESULTADOS

A seguir, apresentamos os resultados das estimações, utilizando a nova variável VPCT. Conforme pode ser visto no modelo básico apresentado na tabela B.1 existe um aumento significativo do diferencial total do VPCT (coeficiente da variável PÚBLICO é de 0,32).

A explicação para este resultado é que a maior parte dos trabalhadores que não contribuem para a previdência está no setor privado. Como nas novas estimativas existe uma redução do valor esperado do benefício que estes trabalhadores recebem ao se aposentar, o diferencial do VPCT torna-se mais favorável ao setor público.

Também apresentamos no gráfico B.1 o diferencial público-privado por nível de escolaridade. Pode-se perceber que o aumento mais significativo do diferencial do VPCT foi para trabalhadores com baixa escolaridade. Novamente, com a introdução da probabilidade de recebimento, estimamos um valor esperado de recebimento do BPC inferior para uma parte dos trabalhadores do regime 5, que em sua maioria se encontram nos segmentos de menor educação formal da força de trabalho.

Os resultados sugerem que a hipótese de que todos os trabalhadores que não contribuem para a previdência estarão aptos ao recebimento do BPC pode ser bastante forte e alguns resultados do trabalho podem ser sensíveis a isto. No entanto cabe ressaltar que o novo procedimento também enfrenta algumas restrições, como, por exemplo, a inexistência de informações sobre se indivíduos com mais de 65 na PNAD de 2006 pertenciam ao setor informal da economia enquanto estavam no mercado de trabalho. Portanto, ao não restringir nossa amostra a trabalhadores pertencentes ao regime 5 da previdência em 2006, estamos subestimando a real probabilidade do recebimento do BPC para os indivíduos do regime 5 da PNAD de 2005, reduzindo assim o benefício esperado dos trabalhadores do setor privado de menor escolaridade.

TABELA B1

Variável dependente: logaritmo do VPCT

	Modelo básico	Modelo básico público	Modelo básico privado	Modelo básico com interações de escolaridade
PÚBLICO	0,328 [54,81]**			
1 a 3	0,0729 [6,509]**	0,0372 [1,314]	0,0747 [6,328]**	0,0803 [6,767]**
4 a 7	0,211 [21,55]**	0,166 [6,252]**	0,211 [20,37]**	0,222 [21,49]**
8 a 10	0,36 [35,03]**	0,34 [12,70]**	0,356 [32,79]**	0,37 [34,13]**
11 a 14	0,691 [68,19]**	0,725 [28,71]**	0,678 [62,76]**	0,689 [64,25]**
15 e 16	1,443 [116,0]**	1,366 [49,66]**	1,474 [102,9]**	1,484 [104,1]**
> = 17	1,927 [89,72]**	1,765 [48,20]**	2,046 [73,81]**	2,053 [74,29]**
Exper.	0,0261 [47,04]**	0,0018 [1,211]	0,0286 [48,67]**	0,026 [46,74]**
Exper.^2	-0,000434 [36,47]**	0,0000467 [1,614]	-0,000484 [38,13]**	-0,000432 [36,25]**
PÚBLICO*0				0,436 [17,87]**
PÚBLICO*1 a 3				0,355 [16,42]**
PÚBLICO*4 a 7				0,298 [19,42]**
PÚBLICO*8 a 10				0,315 [21,52]**
PÚBLICO*11 a 14				0,386 [45,67]**
PÚBLICO*15 e 16				0,24 [15,97]**

(continua)

(continuação)

	Modelo básico	Modelo básico público	Modelo básico privado	Modelo básico com interações de escolaridade
PÚBLICO* >=17				0,0578 [1,549]
Observações	124543	18743	105800	124543
R ²	0,505	0,537	0,464	0,506

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD 2005.

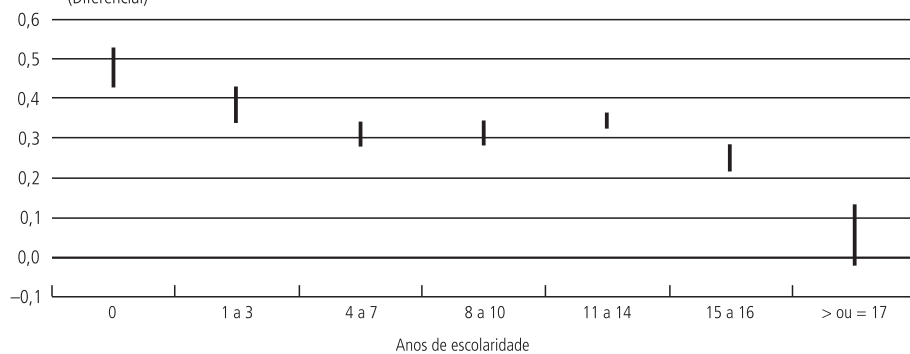
Notas: Coeficientes foram estimados pelo método de MQO.

Estatísticas-t entre colchetes. ** Significante a 1%. * Significante a 5%.

GRÁFICO B.1

Modelo básico – diferencial do VPCT público-privado

(Diferencial)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

LONGE DOS PARTIDOS E PERTO DA FEDERAÇÃO: UMA AVALIAÇÃO DOS GASTOS MUNICIPAIS NA SAÚDE PÚBLICA

Thiago Caliaro*

Ricardo Machado Ruiz**

Ana Maria H. C. Oliveira***

Com a promulgação da Constituição Federal de 1988, o governo federal delegou maiores poderes de ação a estados e municípios no que tange às políticas públicas de saúde. Nesse contexto, o objetivo deste artigo é estudar a estrutura dos gastos com saúde dos municípios, analisando principalmente as pressões políticas – de direcionamento partidário – e pressões institucionais – via governo federal. Através das técnicas de decomposição de diferenciais e de regressão quantílica, analisamos os gastos municipais com saúde nos anos de 2002 e 2006 e, como resultado principal, encontramos pouca relevância partidária na determinação dos gastos com saúde. Antes disso, o que parece ter se tornado mais importante foi a pressão institucional via Emenda Constitucional nº 29, que determinou piso de gastos com recursos próprios por parte das prefeituras.

1 INTRODUÇÃO

A Constituição de 1988 estabeleceu, por meio do artigo 198, o Sistema Único de Saúde (SUS), então considerado um passo importante na descentralização das políticas públicas de saúde. Em tese, a partir daquele momento, o governo federal passaria a delegar maiores responsabilidades às demais esferas gestoras do poder público – estados e municípios. Com o SUS, os municípios passariam a influenciar de diversas formas os serviços de saúde, por exemplo, por meio da implementação e gestão dos programas de saúde pública, constituição de uma rede de serviços à atenção básica, regulação da rede hospitalar e mesmo na alocação de recursos financeiros.

Essa autonomia municipal foi, contudo, condicionada pela Emenda Constitucional nº 29 de 2000 (EC-29), que estabeleceu pisos mínimos para os gastos com saúde nos níveis municipal e estadual. Talvez em consequência dessa emenda, os gastos *per capita* médios das prefeituras cresceram 91,38% no período 2002-2006. Assim, essa “alocação regulada” pode ter exercido uma influência maior na alocação de recursos à saúde municipal do que várias posições partidárias – sempre críticas ao subfinanciamento dos serviços públicos de saúde – ou mesmo de outras especificidades econômicas e políticas municipais que indicariam outra alocação ótima.

* Doutorando em Economia no CEDEPLAR/UFMG.

** Professor adjunto do CEDEPLAR/UFMG e Conselheiro do CADE/MF.

*** Professora adjunta do CEDEPLAR/UFMG.

Na dimensão político-partidária, essa hipótese de uma “alocação regulada” coloca outras questões importantes e complementares. Os partidos teriam alguma influência nas prefeituras por eles administradas, em particular na política de gastos com saúde? Os partidos políticos possuem políticas diferenciadas no que tange à alocação de recursos nessa rubrica? Quais são os determinantes principais no direcionamento dos gastos públicos municipais com saúde?

A partir de um estudo econométrico que comparou os maiores partidos nacionais, encontramos pouca relevância política e alta importância da EC-29 após sua promulgação no direcionamento das políticas públicas. Em suma, os resultados simulam demonstrar que depois da EC-29 parece não existir nenhuma forte constatação que permita dizer que as políticas partidárias se apresentem significativas na alocação de recursos à saúde. Tudo indica que a partir de então o aspecto constitucional é o mais forte determinante na direção dos gastos municipais.

O trabalho foi dividido em seis seções, incluindo esta introdução. A seção 2 analisa o histórico de municipalização dos gastos com saúde. A seção 3 discute os possíveis determinantes desses gastos, principalmente os supostos vieses constitucional e político. A seção 4 apresenta as metodologias utilizadas no trabalho: decomposição de diferenciais e regressão quantílica. Os resultados são discutidos na seção 5, e as conclusões a respeito são apresentadas na seção 6.

2 O MUNICÍPIO COMO ALOCADOR DE RECURSOS NA SAÚDE

Com a Constituição de 1988 e mais especificamente com a criação do SUS em 1990, o centralismo das políticas de saúde existentes no Brasil, desde a década de 1930, foi substituído por um sistema com maior interação entre as esferas gestoras do governo, sendo delegadas a estados e municípios responsabilidades que antes eram exclusivas do governo federal (ARRETCHE e MARQUES, 2002).

Como ressaltam Noronha, Lima e Machado (2005), um dos principais desafios da criação do SUS foi a resolução de problemas estruturais e históricos da assistência à saúde brasileira, compatibilizando a oferta universal de serviços com soluções locais, que atendessem a especificidades intrínsecas de cada região. Nesse cenário político administrativo, a literatura relevante sobre o tema permite diversos enfoques sobre o marco teórico e conceitual adotado (MACHADO, 1999). Porém, há consenso em todos esses trabalhos sobre a efetividade da política pública no tocante à descentralização dos serviços.

Essa descentralização passou por vários processos, mas é irrefutável o processo de aprofundamento das relações durante a década de 1990. Segundo Piola e Biasoto (2001), o percentual de recursos totais do Ministério da Saúde (MS) para a gestão de estados e municípios subiu de 7,1% em 1993 para 27,3% em 1998.

Ademais, segundo Costa (2001), a tendência descentralizante definiu o município como o único ente federativo ao qual foi atribuída a prestação de serviço à saúde, cabendo à União e aos estados a provisão técnica e financeira para o exercício das funções. Já em 1992, segundo dados levantados pelo autor, aproximadamente 69% dos estabelecimentos públicos eram municipais, cabendo à União e aos estados a fatia de 5% e 26%, respectivamente.

Como forma de garantir a representatividade de cada esfera, o ambiente de tomada de decisões foi definido através do estabelecimento de novas instâncias de decisões e controle social. Foi, então, introduzida na arena de discussão das políticas públicas de saúde a representação paritária de segmentos diferenciados da sociedade (representantes do governo, profissionais de saúde, prestadores de serviço e usuários), com o estabelecimento de fóruns e conselhos de âmbito federal, estadual e municipal (CORNÉLIO, 1999).

Foi com a Lei nº 8.142 que, no âmbito de interlocução dos municípios, foram criados o Conselho Nacional de Secretários Municipais de Saúde (CONASEMS) e o Conselho Nacional de Secretários de Saúde (CONASS) (BRASIL, 2003a). Nesse contexto, e procurando operacionalizar os preceitos da Lei nº 8.142 no tocante a transferência de recursos e responsabilidade dos órgãos gestores, é criada a Norma Operacional Básica 91 (NOB-91).

Com alguns problemas de adesão ao processo, visto que os municípios não tinham muito incentivo para migrar à norma, somente dois anos após a NOB-91 chegou-se a um número razoável de municípios, que se constituíram na base do conceito de gestão formado a partir de 1993, ano em que entrou em operacionalização outra norma do SUS, a NOB-93.

Tal norma buscou maior execução da descentralização, estabelecendo para o gerenciamento do processo de descentralização do SUS alguns foros de negociação e decisão estruturados e articulados, com ativa participação municipal nas tomadas de decisões (CORNÉLIO, 1999).

Em 1996, instituiu-se a NOB 1/96, mantendo as definições dos papéis públicos no direcionamento dos recursos, mas redefinindo os modelos de gestão dos municípios para a plena responsabilidade do poder público municipal (BRASIL, 2003b). O trabalho de descentralização até então vinha surtindo efeito. Segundo dados do MS disponíveis no trabalho de Malik (2002), 97% dos municípios recebiam, ao final de 1999, os recursos do Programa de Atenção Básica (PAB),¹ percentual que chega a 99% em junho de 2001. Nessas localidades viviam mais de 165 milhões de habitantes ou 99% da população brasileira.

1. O PAB foi criado na Portaria GM/MS nº 1.882, de 18 de dezembro de 1997, com o intuito de acabar com a concorrência por recursos da atenção básica com outros tipos de procedimentos e ações, fornecendo um montante específico para a mesma (BRASIL, 2003d).

Por fim, em 15 de dezembro de 2000, instituiu-se a Norma Operacional da Assistência à Saúde (Noas-SUS 01/2001), oficialmente em vigor (BRASIL, 2003e). Mostramos, para efeito de análise da importância desse repasse federal via Noas-2001, na tabela 1 a porcentagem de repasse do SUS dos recursos aplicados na saúde pelos municípios.

TABELA 1

Porcentagem das transferências do SUS sobre o recurso total aplicado em saúde pelos municípios

Unidade da Federação	2002	2006
Centro-Oeste		
Goiás	57,24	52,41
Mato Grosso	45,17	46,06
Mato Grosso do Sul	50,59	50,43
Nordeste		
Alagoas	64,34	58,81
Bahia	47,27	52,18
Ceará	58,21	54,39
Maranhão	65,92	60,21
Paraíba	60,42	59,08
Pernambuco	54,18	49,73
Piauí	64,00	63,04
Rio Grande do Norte	52,58	48,84
Sergipe	54,64	55,73
Norte		
Acre	55,82	-
Amapá	51,96	50,45
Amazonas	36,43	33,28
Pará	64,76	56,83
Rondônia	52,34	40,12
Roraima	52,38	65,80
Tocantins	43,81	44,05
Sudeste		
Espírito Santo	36,43	32,53
Minas Gerais	50,92	47,54
Rio de Janeiro	50,76	38,40
São Paulo	26,39	31,23
Sul		
Paraná	46,44	42,88
Rio Grande do Sul	47,12	39,10
Santa Catarina	42,64	41,31
Total	44,85	43,27

Fonte dos dados básicos: Datasus.

Na média, praticamente a metade dos recursos aplicados em saúde nas prefeituras municipais em todo o Brasil provém de repasses do SUS. Porém, em uma análise regional, pode-se notar que os municípios das regiões Norte e Nordeste são mais dependentes do SUS que os das demais regiões, com ênfase na região Nordeste. Os municípios têm certa autonomia nos seus gastos, mas há influência da região de análise. Aqueles localizados em regiões com menor renda *per capita* – o caso das regiões Norte e Nordeste – dependem mais de repasses federais para manter o aparato público.

Assim, quer seja por meio do financiamento federal, quer seja pelos gastos diretos realizados pelos governos municipais, o encargo principal das políticas públicas em saúde é cabível principalmente aos entes municipais, sendo os mesmos alocadores relativamente autônomos nos recursos para a saúde.

3 REGIONALIZAÇÃO DA OFERTA, VIÉS PARTIDÁRIO E A EC-29

O ente federal que oferta a maior parte dos serviços públicos em saúde é o município, o que o torna objeto de análise do trabalho. Dessa maneira, importa estudar quais os principais determinantes que influenciam o direcionamento desses gastos. No âmbito do financiamento, o SUS participa com a maior parcela dos gastos realizados na esfera municipal, por meio de transferências, conforme vimos no tópico anterior.

Portanto, há uma importante restrição de gastos imposta pelo lado da oferta. Cada município depende em grande monta do que a União repassa através do SUS. Esse repasse depende em grande parte do nível de complexidade dos serviços prestados pela prefeitura. Isso porque a habilitação municipal pode ser feita pela gestão básica ou gestão plena do sistema municipal, sendo que esta última oferece serviços mais complexos, caracterizados por menor demanda e maiores custos, o que viabiliza e dá suporte para a definição de uma oferta micro ou macrorregional como forma de obter ganhos de escala, sendo realizada, portanto, somente em alguns centros (OLIVEIRA, SIMÕES e ANDRADE, 2008).

Como expressam Levcovitz, Lima e Machado (2001), há uma tendência de os municípios de maior porte e com maior capacidade de oferta assumirem a condição de gestão pública de saúde municipal (GPSM), fazendo com que essa oferta regionalizada crie fluxos de demanda para esses grandes centros, estabelecendo demandas diferenciadas entre os municípios, o que é suprido pelo SUS com financiamentos diferenciados.

Estudando os repasses do SUS, percebemos que os 520 maiores municípios brasileiros – com mais de 50 mil habitantes – recebiam em 2001, em média, R\$ 67,33 *per capita* do SUS. Esse valor diminuiu para R\$ 46,74 em 2006, uma queda de aproximadamente 31%. No mesmo período, o repasse do SUS para municípios

com menos de 50 mil habitantes continuou praticamente o mesmo, na casa de R\$ 36,00 *per capita*.

Em contrapartida, os gastos totais com saúde dos grandes municípios aumentaram cerca de 40%, o que demanda novas formas de financiamento, dada a diminuição de repasses da União. Assim, vê-se que a sustentabilidade financeira do sistema é um problema para a oferta dos serviços de saúde. Dain (2007) e Faveret (2003) corroboram nossos resultados, ressaltando ainda que a garantia de estabilidade dos recursos por parte do SUS é complicada desde os anos 1990. Segundo Dain (2007), a despeito da alternância das fontes de financiamento na década de 1990, os gastos do SUS não ampliaram a participação no Produto Interno Bruto (PIB) ou na receita tributária como um todo.

Porém, qual o motivo de uma crescente diminuição de receitas advindas do SUS após 2000? Estaria a mesma sendo compensada por outra forma de financiamento? A resposta talvez seja a pressão constitucional exercida pela União através da EC-29, de 2000.

Em seu texto, estabelece-se um piso mínimo de gastos para estados e municípios advindos de sua própria receita. Para o caso dos municípios, ficou reservada a destinação de pelo menos 7% das receitas de impostos para a saúde em 2000, sendo que este percentual deveria ser aumentado anualmente até atingir, em 2004, 15% (BRASIL, 2003d).

Essa “alocação forçada” pode ser uma influência decisiva nas diretrizes de políticas da saúde estabelecidas nos municípios desde então. O patamar mínimo para a aplicação dos recursos pode definir as ações municipais na rubrica, diminuindo de certa forma a distância e a variabilidade dos gastos em uma comparação municipal. Ainda, Faveret (2003) ressalta que desde o início a EC-29 surgiu como uma tentativa de estabilizar o financiamento do sistema.

O intuito do artigo é justamente verificar qual o grau de importância da EC-29 nos gastos municipais perante a relevância dos partidos políticos. Essa coordenação institucional é mais importante que influências regionais ou políticas? Colocada essa questão, requer-se estudar a influência política nesses mesmos gastos. Seria a filiação partidária mais importante do que a pressão institucional da EC-29?

Estudo de Arretche e Marques (2002) avalia os gastos com saúde em cinco estados brasileiros (Bahia, Ceará, Goiás, Rio Grande do Sul e São Paulo) e constata que o viés partidário parece ter um efeito apenas moderado sobre os serviços básicos de saúde. Segundo o estudo, cidades que elegeram prefeitos com “tendência direitista” em 1996 tendem a produzir menor volume de atendimentos ambulatoriais, mas não sendo verdade também que nas cidades que elegeram partidos com viés esquerdista esse número seja significativamente superior.

Outro ponto importante a ser testado consiste na influência regional. O argumento é que municípios próximos podem ter tendências parecidas no tocante à destinação de recursos, quer seja por condições econômica e ambiental similares ou mesmo por mimetizar o contexto político do seu entorno mais imediato. Uma hipótese mais específica a ser avaliada é se municípios pequenos localizados próximos de municípios maiores – que teoricamente são habilitados em GPSM – têm os mesmos critérios de alocação de recursos ou o inverso, utilizam os equipamentos e serviços desses municípios em uma estratégia típica de *free rider*.

4 METODOLOGIA

Para a análise dos dados propomos os métodos de decomposição de diferenciais e regressão quantílica. A decomposição de diferenciais, inicialmente proposta por Oaxaca (1973), nos fornece uma maneira de explorar diferenciais entre grupos, decompondo os termos entre componentes explicados e não explicados. Assim, podem-se separar as diferenças entre os dois grupos de análise em componentes que são explicados pela variabilidade e especificidades das variáveis presentes no modelo de estudo e componentes que devem ser explicados por quaisquer outros motivos que não os controlados na análise de regressão proposta.

Em nosso estudo, pretendemos fazer uma análise temporal, averiguando essas mudanças para dois períodos de tempo. Para isso, é utilizada uma extensão da abordagem de Oaxaca (1973), incorporando os períodos, assim como em artigo de Altonji e Blank (1999) sobre o mercado de trabalho. A ideia era identificar diferenças salariais entre grupos de homens e mulheres ao longo do tempo² e para isso foram usados métodos de diferenciação. Sendo Δ a diferença média entre grupo 1 e grupo 2 em um período, a mudança nos diferenciais de y entre os períodos t' e t é:

$$\Delta y_{t'} - \Delta y_t = (\Delta x'_{1t'} - \Delta x'_{1t})\beta_{1t} + (\beta_{1t'} - \beta_{1t})\Delta x'_{1t} + (\Delta\beta_{1t'} - \Delta\beta_{1t})x'_{2t} + (x'_{2t'} - x'_{2t})\Delta\beta_{1t}$$

em que podemos separar os termos à direita da igualdade em dois grupos de componentes. Os dois primeiros componentes (que serão identificados no restante do artigo como componente *a* e componente *b*) representam a mudança ao longo do tempo no hiato de gastos que seria esperado dadas as mudanças nas características dos dois grupos. Já o terceiro e quarto termos (que serão identificados no restante

2. A nossa hipótese é de que, ao separarmos os municípios em grupos de partidos políticos distintos, consigamos captar diferenças entre os grupos assim como a análise para homens e mulheres no mercado de trabalho.

do artigo como componente c e componente d) irão captar a mudança no componente não explicado do hiato.

Em nossa análise, o resultado conjunto dos dois primeiros componentes ($a + b$) nos fornece a diferença predita no direcionamento de gastos entre dois partidos. Ou seja, as diferenças de gastos entre os municípios governados por partidos distintos que são explicadas pelas variáveis que julgamos relevantes e que foram incluídas no modelo. Já o terceiro e quarto componentes ($c + d$) são os mais interessantes nessa análise, pois fornecem o efeito das mudanças não explicadas pela regressão nos gastos dos municípios governados pelos dois partidos analisados.

A hipótese é de que tais características podem advir principalmente de coordenação política. Imaginamos que podem existir políticas diferentes a cada conjunto de municípios governados por diferentes partidos políticos, que os fazem alocar diferentemente seus recursos com saúde.

O outro método utilizado no artigo é a regressão quantílica. Proposta inicialmente por Koenker e Basset (1978), a técnica é útil em situações onde há heterocedasticidade nos resíduos, pois nesses casos os estimadores da regressão quantílica são mais eficientes que os de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).³ Além disso, ao calcular regressões para diferentes percentis pode-se explorar a forma da distribuição condicional, o que é interessante mesmo quando a heterocedasticidade não é a causa imediata de preocupação.

Utilizamos ainda as regressões quantílicas para outro tipo de interpretação, que parece mais pertinente para a nossa análise: soluções diferentes em distintos percentis podem ser interpretadas como diferenças na resposta da variável dependente a mudanças nos regressores em vários pontos na distribuição condicional da variável dependente. A regressão quantílica se refere, portanto, à distribuição dos gastos, condicional ao vetor de covariáveis.

Na relação entre gastos e demais variáveis relevantes, por exemplo, a um dado nível das variáveis explicativas, há uma distribuição (condicional) de gastos. Em geral, não há razão para exigir que o aumento marginal de uma unidade do gasto com saúde seja o mesmo para o aumento de uma unidade de alguma das variáveis relevantes no modelo em todos os pontos da distribuição condicional. A regressão quantílica capta exatamente essas diferenças. Pretendemos, portanto, verificar se os gastos com saúde nos municípios brasileiros respondem diferentemente em distintos percentis de gastos *per capita*.

3. Problemas de heterocedasticidade são comuns em dados municipais pela grande variabilidade de escala existente entre eles (WOOLDRIDGE, 2002).

Os parâmetros da regressão linear mediana são dados como o valor absoluto de β que minimiza:

$$\sum_{i=1}^n |y_i - x'_i \beta| = \sum_{i=1}^n (0,5 - 1(y_i \geq x'_i \beta))(y_i - x'_i \beta)$$

em que y_i é a variável dependente, β_i é uma matriz $k \times 1$ de parâmetros, x'_i é uma matriz $n \times K$ de regressores covariados. O estimador dos demais quantis pode ser calculado através de uma generalização dessa expressão:

$$\tilde{\beta} = \arg \min \sum_{i=1}^n (p - 1(y_i \geq x'_i \beta))(y_i - x'_i \beta)$$

Apesar de essas expressões não permitirem soluções explícitas, o cálculo dos estimadores quantílicos é facilitado pelo reconhecimento de que a minimização das expressões pode ser obtida através de programação linear, tal que mesmo para grandes bases de dados os cálculos não são difíceis. Outro fator importante do uso da técnica é que a função da regressão quantílica corresponde a uma soma ponderada dos desvios absolutos, o que dá uma medida robusta de alocação, tal que o vetor de coeficientes estimados não é sensível a observações *outliers* da variável dependente (BUCHINSKY, 1998).⁴

No sentido da análise, é importante testar as variáveis para uma potencial endogeneidade dos regressores. Precisamos validar o modelo comprovando a exogeneidade estrita de todas as variáveis inclusas, e faremos isso através da estatística-C, que permite analisar subsérie de instrumentos, testando essa subsérie a partir da série original de condições ortogonais (BAUM, SCHAFFER e STILLMAN, 2003).⁵

A escolha das variáveis socioeconômicas e do setor saúde presentes no modelo foi feita através de métodos de análise fatorial.⁶ Pela aplicação desse método para

4. A interpretação dos parâmetros estimados em cada quantil pode ser feita da seguinte maneira: representam o impacto marginal no p -ésimo quantil condicional devido a uma mudança no i -ésimo elemento da variável independente x .

5. Basicamente, a estatística de Sargan é:

$$S \arg an = \frac{\hat{u}' Z(Z'Z)^{-1} Z' \hat{u}}{\hat{u}' \hat{u} / n}$$

em que \hat{u} é o erro previsto pela regressão e Z , a série de instrumentos a se utilizar no modelo. A estatística-C é computada como a diferença entre duas estatísticas de Sargan: uma para a regressão que usa a totalidade dos instrumentos propostos *versus* a estatística para a regressão que utiliza a subsérie de instrumentos, os quais se deseja testar. A estatística-C segue uma χ^2 com graus de liberdade igual ao número de restrições, ou o número de instrumentos a serem testados, sob a hipótese nula de que as variáveis testadas com provável endogeneidade são exógenas (BAUM, 2006).

6. O objetivo da análise fatorial é descrever a variabilidade original de um vetor aleatório X , em termos de um número menor de m variáveis aleatórias, denominadas fatores comuns e relacionadas com o vetor original através de um modelo linear (MINGOTI, 2007). Assim, a análise fatorial procura agrupar o subconjunto de variáveis que possuam alta correlação entre si.

32 variáveis de saúde e socioeconômicas analisadas, encontramos que dez variáveis possuíam grande similaridade com a variável dependente, fazendo parte de um mesmo fator comum. Essas variáveis são apresentadas na tabela 2, bem como as *dummies* espaciais e políticas utilizadas.⁷

As variáveis monetárias foram deflacionadas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), disponível no *site* Ipeadata, para valores de 2002.⁸ O teste C de exogeneidade foi utilizado estabelecendo como instrumento o valor da mesma variável defasado de um período.⁹ Ele mostrou que a única variável endógena era a de recursos próprios aplicados em saúde, sendo substituída na análise por seu respectivo instrumento (*d1.recprop*).¹⁰

O resultado econométrico encontrado para esses testes de exogeneidade é interessante e condizente com a realidade da dinâmica do SUS. O atendimento no sistema é realizado de forma que a demanda define a oferta. O paciente realiza a procura no serviço e a partir daí a oferta é gerada. O sentido de causalidade se dá então do atendimento para o gasto. Isso vale para todas as variáveis do setor saúde, exceto a de recursos próprios.

Porém mesmo com esse sentido causal, o SUS não disponibiliza orçamento infinito para as prefeituras. Existe um teto de recursos que, se alcançado, invalida o sentido de causalidade demanda-oferta. Mesmo assim, porém, na portaria GM/MS nº 1.882, de 1997, em seu artigo 5º, se expressa que a parte destinada pelo PAB é variável, ou seja, repassada aos municípios conforme a demanda do mesmo (BRASIL, 2003c). Vale, portanto, o sentido causal de demanda gerando oferta. Já para o caso da variável de recursos próprios, a endogeneidade também é clara em razão da dificuldade de dizer qual o sentido de causalidade entre ela e o gasto com saúde.

7. A escolha do PIB *per capita* como variável socioeconômica relevante não exclui a importância do Fundo de Participação dos Municípios (FPM) e da cota-parte do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços (ICMS) na receita das prefeituras. Acreditamos que essas duas fontes sejam tão ou até mais importantes que o PIB *per capita*, mas o mesmo se mostrou mais próximo aos gastos com saúde pela análise fatorial. Ademais, em um esforço de comparação, um modelo definido com essas variáveis em substituição ao PIB *per capita* nos forneceu valores próximos nos coeficientes da análise, sem nenhuma mudança importante que merecesse destaque.

8. Numa análise comparativa do crescimento entre o Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M), o INPC, o Índice de Preços por Atacado do Mercado (IPA-M) e o Índice de Preços ao Consumidor - Mercado (IPC-M), constatamos que o padrão de crescimento deles é praticamente igual, com uma média de inflação entre o período 2002-2006 de 53,21%.

9. Imaginamos, dessa forma, que essas defasagens são bastante correlacionadas com a variável potencialmente endógena, mas não correlacionada com o termo de erro da equação naquele referido ano.

10. As estatísticas-C para todas as variáveis da saúde testadas no modelo se encontram na tabela A.1, no anexo do artigo.

TABELA 2

Variáveis utilizadas nos métodos de decomposição de diferenciais e regressão quantílica

Abreviação	Descrição	Unidade de medida	Ano de estudo	Fonte dos dados básicos
Variável dependente				
<i>Gastopc</i>	Despesa total com saúde <i>per capita</i> sob a responsabilidade do município	R\$/hab	2002 e 2006	Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS)/ Datasus/MS
Variáveis independentes socioeconômicas				
<i>d1.recprop</i>	Participação da receita própria aplicada em saúde conforme a EC nº 29/2000 defasada de um período	%	2001 e 2005	SIOPS/Datasus/MS
<i>pibpc</i>	PIB <i>per capita</i> do município	R\$/hab	2002 e 2006	Ipeadata
<i>govpc</i>	Arrecadação de impostos <i>per capita</i> no município	R\$ mil/hab	2002 e 2006	Ipeadata
<i>fossapc</i>	Proporção de residência com fossa séptica no município	%	2000	Atlas Desenvolvimento Humano
Setor saúde				
<i>cons</i>	Consultas médicas <i>per capita</i> nas especialidades básicas	Un./hab	2002 e 2006	Datasus/MS
<i>psf</i>	Proporção da população coberta pelo Programa de Saúde da Família	%	2002 e 2006	Datasus/MS
<i>pambqpc</i>	Quantidade de produção ambulatorial <i>per capita</i>	Un./hab	2002 e 2006	Datasus/MS
<i>lmunpc</i>	Número de leitos municipais <i>per capita</i>	Un./hab	2002 e 2006	Datasus/MS
<i>vmedintpc</i>	Valor médio <i>per capita</i> da internação	R\$/hab	2002 e 2006	Datasus/MS
<i>assmedpc</i>	Assistência médica <i>per capita</i> no município	Un./hab	2002 e 2006	Datasus/MS
Espaciais				
<i>dagl</i>	<i>Dummy</i> com valor unitário para regiões com grande aglomeração populacional	Binária	-	Elaboração própria
<i>dnorte</i>	<i>Dummy</i> com valor unitário para municípios na região Norte	Binária	-	Tribunal Superior Eleitoral (TSE)
<i>dnordeste</i>	<i>Dummy</i> com valor unitário para municípios na região Nordeste	Binária	-	TSE
<i>dcentro</i>	<i>Dummy</i> com valor unitário para municípios na região Centro-Oeste	Binária	-	TSE
<i>dsul</i>	<i>Dummy</i> com valor unitário para municípios na região Sul	Binária	-	TSE

(continua)

(continuação)

Abreviação	Descrição	Unidade de medida	Ano de estudo	Fonte dos dados básicos
Políticas – Opção 1				
<i>dgov</i>	<i>Dummy</i> com valor unitário se o partido do prefeito é o mesmo partido do governador	Binária	2000 e 2004	TSE
<i>dPMDB</i>	<i>Dummy</i> para prefeituras governadas pelo Partido do Movimento Democrático Brasileiro (PMDB)	Binária	2000 e 2004	TSE
<i>dPSDB</i>	<i>Dummy</i> com valor unitário se a prefeitura é governada pelo Partido da Social Democracia Brasileira (PSDB)	Binária	2000 e 2004	TSE
<i>dDEM</i>	<i>Dummy</i> com valor unitário se a prefeitura é governada pelo Partido Democrata (DEM)	Binária	2000 e 2004	TSE
<i>dPR</i>	<i>Dummy</i> com valor unitário se a prefeitura é governada pelo Partido Republicano (PR)	Binária	2000 e 2004	TSE
<i>dPP</i>	<i>Dummy</i> com valor unitário se a prefeitura é governada pelo Partido Progressista (PP)	Binária	2000 e 2004	TSE
<i>doutros</i>	<i>Dummy</i> com valor unitário se a prefeitura é governada por algum partido que não os citados acima	Binária	2000 e 2004	TSE

Fonte: Elaboração própria.

O ponto principal deste artigo é o de analisar o coeficiente da variável responsável pela aplicação dos recursos próprios municipais (*d1.recprop*) e os coeficientes partidários, sendo ainda importante o controle regional (*dagl*,¹¹ *dEstados*). Isso porque a diferença de magnitude desses valores nos dois anos da análise poderá nos indicar significativas mudanças de importância dessas variáveis no direcionamento dos gastos da saúde. Para a primeira – *d1.recprop* – mediremos a importância da EC-29, sendo que a segunda – política – mostra os distintos direcionamentos partidários.

Para a análise partidária, utilizamos os seis maiores partidos em representatividade na câmara nacional, a saber: Partido do Movimento Democrático Brasileiro (PMDB), Partido dos Trabalhadores (PT), Partido da Social Democracia Brasileira (PSDB), Democratas (DEM), Partido da República (PR) e Partido Progressista (PP) (em ordem decrescente de representatividade). Eles representam 71,7% de toda a câmara federal em 2006 e, se analisarmos os municípios governados por esses partidos, correspondem a 77,6% e 73,7% das prefeituras em 2002 e 2006, respectivamente.

Ocultamos a *dummy* que representa o PT e inserimos a variável *doutros* para representar todos os outros partidos políticos que não os especificados anteriormente.

11. A *dummy* de aglomeração mostra a presença do município em questão em uma das 39 aglomerações populacionais do Brasil com mais de 300 mil habitantes, conforme definido em trabalho de Ruiz e Pereira (2009).

5 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Iniciaremos a apresentação dos resultados com uma análise descritiva de médias e desvio-padrão dos municípios governados pelos seis partidos destacados. Apresentamos os resultados para o grupo de variáveis socioeconômicas e da saúde na tabela 3. Os resultados em negrito são as médias seguidas pelo desvio-padrão.

Entre os pontos a se destacar, damos ênfase aos gastos com saúde *per capita* do PT em comparação aos demais. No ano de 2002, o partido foi o que mais despendeu recursos na saúde, mas acabou sendo em 2006 o que menos gastou na mesma rubrica. O resultado é interessante e talvez possa ser explicado – parcialmente – à luz das transferências constitucionais forçadas pela EC-29.

Em 2002, o PT foi o único partido que estava, na média, com porcentagem de recursos próprios aplicados na saúde acima do valor estipulado para 2004. Essa observância da meta mesmo antes do necessário pode ter contribuído para o menor aumento dos gastos pelo partido. Isso mostra que o partido já estava ajustado à EC-29, logo, o PT já praticava uma alocação de renda adequada. Pouco esforço foi necessário então para melhorar. Partidos como PR e PP, que eram os que aplicavam menos recursos próprios na saúde no ano de 2002, foram notadamente os que mais buscaram melhorar suas posições no gasto com saúde para 2006.

Cabe ainda destacar que a análise do desvio-padrão mostra que os percentuais próprios aplicados na saúde são muito próximos nas prefeituras, o que demonstra pouca variabilidade e certa eficácia da política.

Outro aspecto interessante é a diferença de renda nas prefeituras governadas pelo PT. Tanto em 2002 como 2006, foi o partido que governava as prefeituras com maior PIB *per capita*. Como consequência, o partido também possuía prefeituras nas cidades com maior número de assistência médica *per capita*. Uma explicação possível para isso é que o partido possuía grande parte de suas prefeituras na região Sul, notadamente a segunda em PIB *per capita* do país (perdendo apenas para a região Centro-Oeste).¹² Como nenhum outro estado possuía uma quantidade elevada de prefeituras no Centro-Oeste, o valor do PIB *per capita* para o PT acaba sendo o maior.¹³

12. Em um exercício com os dados do próprio trabalho, o PIB *per capita* dos municípios da região Centro-Oeste foi de R\$ 9.588,17, e o da região Sul foi de R\$ 9.167,21. As regiões Norte, Nordeste e Sudeste possuem valores, respectivamente, de R\$ 5.141,92, R\$ 3.215,43 e R\$ 8.456,36.

13. Corrobora esse argumento o fato de o PMDB ter aumentado sua participação partidária na região Sul para o ano de 2006. Isso fez com que ele se aproximasse do PT no nível de PIB *per capita* no mesmo ano.

TABELA 3
Estatística descritiva das variáveis socioeconômicas e da saúde

Variáveis/ partidos	PMDB		PT		PSDB		DEM		PR		PP	
	2002	2006	2002	2006	2002	2006	2002	2006	2002	2006	2002	2006
<i>gastopc</i>	129,93 69,65	258,20 132,06	141,39 65,24	232,39 105,39	129,04 64,62	241,47 112,35	126,49 66,47	235,93 118,51	117,22 61,58	238,59 114,95	129,28 64,87	257,11 125,67
<i>d/ireprop</i>	0,1483 0,0014	0,1910 0,0005	0,1550 0,0060	0,1850 0,0003	0,1480 0,0006	0,1880 0,0004	0,1430 0,0006	0,1870 0,0004	0,1350 0,0006	0,1900 0,0004	0,1350 0,0006	0,1840 0,0004
<i>pihpc</i>	5.576,46 5.576,46	9.391,15 12.742,04	6.924,61 4.487,33	9.597,23 11.179,04	5.275,31 5.194,49	8.405,19 9.363,05	4.682,52 7.301,88	7.601,46 15.096,35	4.399,39 4.576,05	7.117,31 8.685,63	5.830,89 5.424,63	8.887,67 7.225,01
<i>govpc</i>	0,97 0,97	1,55 0,49	0,99 0,24	1,50 0,47	0,92 0,28	1,40 0,39	0,91 0,29	1,37 0,44	0,86 0,24	1,41 0,46	0,98 0,26	1,53 0,45
<i>fossapc</i>	0,54 0,54	0,55 0,33	0,44 0,31	0,47 0,32	0,50 0,28	0,46 0,27	0,48 0,28	0,45 0,26	0,38 0,24	0,43 0,27	0,61 0,28	0,57 0,30
<i>cons</i>	1,99 2,11	2,00 1,28	1,71 0,92	1,90 2,33	2,01 1,22	2,06 1,18	1,92 2,39	1,76 1,02	1,87 1,24	1,86 1,22	1,87 1,43	1,96 1,15
<i>psf</i>	0,4588 0,4091	0,7812 0,3243	0,3262 0,3516	0,6854 0,3420	0,5083 0,3848	0,7343 0,3439	0,4635 0,3999	0,7631 0,3154	0,3685 0,3853	0,7451 0,3305	0,4286 0,4144	0,7550 0,3240
<i>pambqpc</i>	11,53 6,38	11,91 8,14	10,86 4,86	11,96 7,19	12,25 6,14	12,27 7,84	11,75 7,20	11,42 6,64	12,04 7,09	12,01 6,80	10,66 5,75	11,34 6,15
<i>lmunpc</i>	0,0006 0,0012	0,0006 0,0014	0,0004 0,0010	0,0005 0,0005	0,0007 0,0013	0,0007 0,0013	0,0007 0,0013	0,0007 0,0013	0,0006 0,0011	0,0007 0,0012	0,0007 0,0015	0,0006 0,0014
<i>vmedintpc</i>	0,0182 0,0168	0,0175 0,0163	0,0112 0,0131	0,0145 0,1440	0,0161 0,0157	0,0147 0,0149	0,0173 0,0148	0,0159 0,0135	0,0159 0,0142	0,0156 0,0126	0,0246 0,0677	0,0231 0,0353
<i>assmedpc</i>	0,1589 0,2534	0,2257 0,3316	0,4587 0,5734	0,3047 0,3046	0,1796 0,3312	0,2454 0,4062	0,1327 0,2657	0,1609 0,3002	0,1458 0,2503	0,1595 0,2797	0,1509 0,2509	0,1990 0,3008

Fontes dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, Datatus, Ipeadata e TSE.

5.1 Decomposição de diferenciais

Discutido os pontos principais da análise descritiva, vemos que há um menor crescimento dos gastos do PT ante os demais partidos analisados. Passamos agora a uma comparação pela decomposição de diferenciais como forma de corroborar o resultado preliminar. Mostramos inicialmente o desempenho do partido de referência (PT) em relação aos demais. Os resultados estão na tabela 4.¹⁴

TABELA 4

Decomposição de diferenciais: referência PT

Diferenças PT a	PMDB	PSDB	DEM	PR	PP
Termo (a)	-8,76	5,70	7,66	-2,03	-7,06
Termo (b)	1,39	-8,12	-11,05	-4,40	-0,34
Total explicado (a + b)	-7,37	-2,42	-3,39	-6,43	-7,41
Termo (c)	-12,08	-28,20	17,11	-47,72	-9,12
Termo (d)	-15,92	-8,79	-6,11	-15,15	-30,27
Total não explicado (c + d)	-28,00	-36,99	11,00	-62,86	-39,38
Total decomp. $E = (a + b + c + d)$	-35,38	-39,41	7,61	-69,30	-46,79
% explicada (a + b)/E	20,8	6,1	-44,6	9,3	15,8
% não explicada (c + d)/E	79,2	93,9	144,6	90,7	84,2
Diferença real 2002 (g)	11,47	12,36	14,91	24,17	12,11
Diferença real 2006 (h)	-25,81	-9,08	-3,54	-6,20	-24,72
Total diferença real $F = (g - h)$	-37,28	-21,44	-18,45	-30,37	-36,83
Vantagem não explicada	PMDB	PSDB	PT	PR	PP

Fontes dos dados básicos: *Atlas do Desenvolvimento Humano*, Datasus, Ipeadata e TSE.

Os termos (a) e (b) são os componentes explicados da decomposição. A parte não explicada, mais importante para a pretensão do trabalho, são os componentes (c) e (d). São, assim, características fora do modelo, que podem ser classificadas como intrínsecas aos partidos. Coeficientes positivos indicam uma vantagem relativa do partido de referência (PT) e coeficientes negativos, a vantagem dos partidos comparados. A decomposição total do nosso modelo é dada pelo coeficiente E , e o valor do total diferencial real F nada mais é que a diferença das diferenças dos partidos nos dois anos estudados ($g - h$). Quanto mais próximo E for de F mais explicativa é a nossa decomposição e mais válido será o modelo predito.

Nossa análise baseia-se no coeficiente total não explicado ($c+d$). Assim, a última linha da nossa tabela, que expressa qual partido leva vantagem na comparação, diz respeito apenas a esses componentes. Pela análise, constatamos que na

14. Para realizar a decomposição de diferenciais, inferimos regressões para todos os partidos nos dois anos analisados. Os resultados dessas regressões encontram-se no anexo do artigo.

diferenciação temporal, todos os partidos, com exceção dos DEM, levaram vantagem sobre o PT. Todos os partidos obtiveram crescimento nos gastos no período de nossa análise superiores aos do PT.

A comparação entre os diferenciais da decomposição e o total do diferencial real é validada pela proximidade dos valores dos componentes E e F . Pela análise dos diferenciais reais, podemos notar que o PT mantinha um nível de gastos superior aos outros partidos em 2002 (g) e essa situação se inverteu em 2006, passando a gastar menos que os comparados (h). Na decomposição, pode-se notar que tanto os componentes explicados quanto os não explicados contribuíram para essa queda (com exceção dos componentes não explicados em relação aos DEM, situação na qual o PT leva vantagem), mas a maior parcela deve-se, em todos os casos, aos não explicados, com mais da metade de explicação.

A análise ainda nos mostra claro aumento de participação dos demais partidos *vis-à-vis* a participação do PT nos gastos municipais com saúde. O resultado da decomposição corrobora a análise descritiva apresentada na tabela 4. O PT foi realmente o partido que menos aumentou seus gastos no período e os resultados informam que o aumento no diferencial deve-se, em parte, a componentes não explicados pela análise de regressão que propomos. Talvez, como dissemos anteriormente, haja menor preocupação das prefeituras do partido em aumentar sua participação nos recursos próprios, pois alcançaram a meta prevista para 2004 já no ano de 2002.

Como forma de suscitar maior discussão, apresentamos agora a decomposição de diferenciais para os DEM na tabela 5.

No diferencial real, notamos piora dos DEM em relação a todos os demais partidos, exceção feita ao PT. Contudo, na análise via decomposição, o coeficiente do termo não explicado mostra que até o PT obtém vantagem sobre os DEM. Uma vantagem pequena se comparada às dos demais partidos, mas ainda assim uma vantagem, que chega a ser confirmada na análise feita, sendo o PT o partido de referência na tabela 4. Ou seja, em comparação a todos os demais, os DEM foram os que menos empenharam recursos no aumento dos gastos com saúde. No caso do PMDB e PSDB, essa distância aumentou, e no caso do PR e PP houve uma inversão de valores, visto que no ano de 2002 os DEM gastavam mais que esses partidos.

O interessante (e o que motivou a analisar destacadamente os dois partidos acima) é justamente a proximidade entre ambos na dinâmica dos gastos e, ao mesmo tempo, a distância no discurso político. O PT, desde a sua criação em 1980, sempre se situou como um partido reformista de esquerda. É fato que, desde a eleição do presidente Lula, há um maior diálogo com outros partidos reconhecidamente de centro, mas a divergência ideológica e de gestão com os DEM ainda é matizada nos discursos de seus representantes.

TABELA 5
Decomposição de diferenciais: referência DEM

Diferenças DEM a	PMDB	PT	PSDB	PR	PP
Termo (a)	-9,70	-4,40	1,26	-4,79	-7,85
Termo (b)	-3,73	-2,80	-4,25	-3,01	-13,05
Total explicado (a + b)	-13,42	-7,20	-2,99	-7,80	-20,91
Termo (c)	-25,01	-14,54	-46,53	-65,35	-17,43
Termo (d)	-4,55	14,13	2,50	-3,75	-16,06
Total não explicado (c + d)	-29,56	-0,40	-44,03	-69,10	-33,49
Total decomp. $E = (a + b + c + d)$	-42,98	-7,61	-47,02	-76,90	-54,40
% explicada (a + b)/E	31,2	94,7	6,4	10,1	38,4
% não explicada (c + d)/E	68,8	5,3	93,6	89,9	61,6
Diferença real 2002 (g)	-3,44	-14,91	-2,55	9,26	12,11
Diferença real 2006 (h)	-22,27	3,54	-5,55	-2,66	-21,18
Total diferença real $F = (g - h)$	-18,83	18,45	-2,99	-11,92	-33,29
Vantagem não explicada	PMDB	PT	PSDB	PR	PP

Fontes dos dados básicos: *Atlas do Desenvolvimento Humano*, Datasus, Ipeadata e TSE.

Não obstante essas supostas divergências, os dois partidos foram os que mais se assemelharam na análise da decomposição. Em 2002, as diferenças ideológicas podiam ser notadas na maior alocação do PT nos gastos com recursos próprios, mas o resultado encontrado para a evolução 2002-2006 é importante, pois nos dá um norte no sentido de concluir que as supostas gestões públicas partidárias deixam de influenciar as decisões municipais na alocação de recursos na saúde para 2006. As necessidades locais e o intervencionismo da legislação federal podem ser mais importantes para explicar as diferenças entre municípios que a posição partidária.

Para terminar a análise de decomposição de diferenciais, apresentamos na tabela 6 o resultado de comparação par a par entre os seis partidos.¹⁵ O intuito é apresentar no corpo da tabela o partido que obteve a vantagem em cada decomposição de diferenciais entre dois partidos. A tabela mostra que, por exemplo, na comparação entre PMDB e PT, o PMDB leva vantagem. Entre PR e PSDB, o primeiro leva vantagem.

O partido que mais obteve melhoras nos gastos municipais na saúde foi o PR, seguido logo depois pelo PP, PSDB, PMDB, PT e DEM. É importante salientar que a análise feita aqui não significa que os gastos seguem essa ordem apresentada. A tabela expressa que, controlados para todas as variáveis inclusas no modelo

15. A decomposição para os demais partidos não apresentados no corpo do texto encontra-se no anexo do artigo.

apresentado na metodologia, os componentes que não podem ser explicados pela regressão mostram que o PR teve uma tendência de aumento dos gastos maior que os demais. Isso não significa que o partido que mais gasta na saúde é o PR, mas sim que, no período compreendido entre 2002 e 2006, ele foi o que mais aumentou seus gastos médios, e isso pode ser comprovado pela leitura da tabela 3 apresentada no começo da análise dos resultados.

TABELA 6

Comparação par a par entre todos os partidos do componente não explicado da técnica de decomposição de diferenciais

	PMDB	PT	PSDB	DEM	PR	PP
PMDB	-					
PT	PMDB	-				
PSDB	PSDB	PSDB	-			
DEM	PMDB	PT	PSDB	-		
PR	PR	PR	PR	PR	-	
PP	PP	PP	PP	PP	PR	-

Fontes dos dados básicos: *Atlas do Desenvolvimento Humano*, Datasus, Ipeadata e TSE.

5.2 Regressões quantílicas

Para averiguar os determinantes dos gastos com saúde, utilizamos regressões quantílicas para três quantis diferentes nos dois anos de estudo, 2002 e 2006, buscando captar os determinantes de gastos para os municípios que gastam menos (quantil 0,10), municípios que gastam na média (quantil 0,50) e municípios que têm um nível elevado de gastos (0,90). Os resultados são apresentados na tabela 7. Os primeiros valores são os dos coeficientes e os valores em parênteses são a estatística-t das variáveis.

É importante saber se os coeficientes nos dois anos e entre os quantis dentro de um mesmo ano são estatisticamente diferentes. Desse modo, poderemos constatar se as variáveis exibiram tendência de modificação de relevância na explicação dos gastos com saúde. Por análise do teste de estatística-t,¹⁶ todos os coeficientes de variáveis que se mostraram relevantes no modelo são estatisticamente diferentes entre os anos, com exceção da variável de PIB *per capita* (*pibpc*), entre outras de menor relevância. Para o resultado do teste para os quantis dentro de um mesmo ano, o coeficiente da maioria das variáveis é estatisticamente diferente nos quantis.

As variáveis socioeconômicas apresentaram-se significantes com os sinais esperados pelas nossas especulações teóricas. Somente a variável relacionada ao número de fossas sépticas por habitante (*fossapc*) não foi significativa para o perfil superior de gastos nos dois anos da pesquisa. Essa não relevância é esperada, visto

16. Os resultados do teste de estatística-t para as variáveis estão nas tabelas A.8 e A.9 no anexo.

que tal variável está relacionada a populações mais carentes, que não possuem sistema de esgoto sanitário. Portanto, é razoável supor que municípios que dispõem de maiores gastos *per capita* na saúde possuem situação socioeconômica privilegiada em relação aos demais. Dessa maneira, nesses municípios o uso de fossas sépticas é menor e não relevante para os gastos com saúde.

TABELA 7
Regressão quantílica

Variáveis	2002			2006		
	0,10	0,50	0,90	0,10	0,50	0,90
<i>d1.recprop</i>	11,60* (8,60)	14,87* (20,52)	18,47* (6,32)	21,61* (9,79)	31,10* (13,27)	41,10* (6,73)
<i>pibpc</i>	0,0024* (16,64)	0,0028* (25,01)	0,0040* (13,83)	0,0022* (14,45)	0,0029* (27,73)	0,0041* (20,38)
<i>govpc</i>	23,16* (5,49)	46,61* (24,04)	79,17* (12,53)	18,04* (5,86)	37,34* (13,79)	67,56* (9,03)
<i>fossapc</i>	10,87* (2,60)	5,71** (2,29)	3,44 (0,49)	12,23* (2,84)	15,77* (3,20)	10,23 (0,91)
<i>cons</i>	-0,28 (-0,11)	-0,23 (-1,04)	-0,50 (-1,21)	0,70 (0,85)	1,99** (2,41)	0,63 (0,46)
<i>psf</i>	20,79* (9,46)	14,80* (10,74)	9,55** (2,48)	33,20* (10,13)	24,64* (7,05)	19,72** (2,40)
<i>pambqpc</i>	0,47* (2,73)	1,27* (14,42)	2,75* (11,80)	0,51** (2,49)	1,68* (10,82)	3,59* (10,83)
<i>lmunpc</i>	6.198,08* (9,83)	8.066,09* (23,35)	8.179,48* (8,55)	9.522,27* (12,92)	10.312,53* (14,61)	13.158,26* (8,06)
<i>vmedintpc</i>	41,60 (0,96)	765,65* (51,01)	980,06* (39,82)	1.284,76* (11,02)	1.987,46* (32,35)	2.598,35* (22,06)
<i>assmedpc</i>	1,73 (0,59)	15,39* (7,96)	29,56* (5,56)	12,57* (3,68)	35,48* (9,96)	54,38* (7,15)
<i>dagl</i>	-8,09* (-2,96)	-1,68 (-1,01)	-1,46 (-0,32)	-16,73* (-5,53)	-15,00* (-4,33)	-0,46 (-0,06)
<i>dnorte</i>	-24,58* (-6,13)	-10,42* (-4,45)	2,71 (0,39)	-21,97* (-5,43)	-15,60* (-3,23)	2,23 (0,19)
<i>dnordeste</i>	-8,17* (-2,88)	-2,01 (-1,30)	5,03 (1,19)	-11,44* (-3,82)	-4,23 (-1,31)	13,90*** (1,84)
<i>dsul</i>	-3,50 (-0,95)	-7,84* (-3,96)	-13,02* (-2,28)	-7,94** (-2,14)	-19,07* (-4,77)	-22,77** (-2,35)
<i>dcentro</i>	-5,49 (-1,33)	-0,46 (-0,20)	-4,43 (-0,65)	-5,94 (-1,48)	-4,07 (-0,90)	5,26 (0,47)
<i>dgov</i>	2,39 (1,21)	-0,25 (-0,21)	-3,83 (-1,21)	0,15 (0,07)	1,02 (0,39)	-8,79 (-1,37)
<i>dpmdb</i>	-4,43 (-1,07)	-15,76 (-0,45)	-27,66* (-3,78)	0,64 (0,19)	1,66 (0,40)	2,89 (0,29)

(continua)

(continuação)

Variáveis	2002			2006		
	0,10	0,50	0,90	0,10	0,50	0,90
<i>dpsdb</i>	-2,40 (-0,57)	-13,51 (-1,43)	-24,42* (-3,34)	1,65 (0,45)	3,16 (0,72)	6,66 (0,62)
<i>ddem</i>	-1,28 (-0,31)	-15,01** (-2,41)	-17,97** (-2,42)	0,87 (0,23)	1,77 (0,40)	5,22 (0,51)
<i>dpr</i>	1,33 (0,24)	-13,32 (0,31)	-28,64* (-2,95)	7,87 (1,83)	8,90*** (1,75)	27,58 (1,29)
<i>dpp</i>	-5,31 (-1,19)	-17,47* (-6,32)	-25,75* (-3,24)	0,93 (0,24)	3,09 (0,66)	4,31 (0,40)
<i>doutros</i>	-4,98 (-1,22)	-16,13* (-6,33)	-26,23* (-3,61)	1,18 (0,36)	4,64 (1,21)	8,26 (0,90)
constante	10,03 (1,58)	3,32 (0,95)	-5,68 (-0,55)	14,92** (2,20)	-23,17* (3,22)	-65,17* (-3,45)
Pseudo-R ²	0,2320	0,3515	0,4284	0,3136	0,3987	0,4589
Observações	3.148			3.089		

Fontes dos dados básicos: *Atlas do Desenvolvimento Humano*, Datasus e Ipeadata.

* / ** / *** Significantes a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

As demais – recursos próprios, PIB *per capita* e participação da máquina pública – mostraram tendência positiva de influência. É interessante analisar a mudança de magnitude dos indicadores para essas variáveis. O PIB *per capita* difere nos anos, mas a mudança não é estatisticamente significativa, mostrando que a variável influencia de maneira próxima os gastos com saúde nos dois anos.

A variável de participação do governo *per capita* mostrou uma pequena queda, o que significa que o tamanho da participação municipal perde um pouco a importância na definição da saúde. Mesmo assim, ela continua a ser bastante relevante para a direção dos gastos, mostrando a importância da arrecadação municipal de impostos para a rubrica. Interessante ainda é que quanto maior o quantil de gastos, mais importante torna-se essa arrecadação.

Um dos coeficientes principais em nosso estudo é o dos recursos próprios aplicados na saúde (*d1recprop*). O mesmo já se mostrou relevante para o direcionamento dos gastos no ano de 2002, mas aumentou consideravelmente de magnitude no ano de 2006 – um aumento de aproximadamente 100% nos três quantis estudados.

A importância da participação dos recursos próprios das prefeituras parece ser um dos aspectos mais importantes no crescimento dos gastos com saúde no intervalo de quatro anos dos dados. Com isso, constatamos que a EC-29 foi primordial para esse resultado, e o mais interessante é que tal lei não afetou somente as prefeituras com menor nível de gastos. O crescimento não foi concentrado apenas no quantil

inferior, acontecendo com a mesma magnitude nos perfis mediano e superior. Os municípios aumentaram seus recursos de maneira uniforme, não existindo para essa rubrica diferença nos quantis.

Entre as variáveis de saúde, todas mostraram significância, com exceção de número de consultas, que só foi importante no quantil mediano do ano de 2006. Afora isso, as demais variáveis mostram-se todas com os sinais esperados. A evolução dos valores conforme muda os quantis de gastos é digna de nota. No caso do Programa de Saúde da Família (PSF), quanto menor o nível de gastos com saúde municipal, maior o aumento de gastos com saúde, com o incremento de 1% na população atendida. Municípios que gastam mais com saúde precisam despende menor valor de recursos para aumentar o atendimento. Ou seja, os custos de se aumentar o atendimento da população aos programas de saúde da família são inversamente proporcionais ao montante gasto.

O mesmo argumento não vale para produção ambulatorial, leitos municipais e valor médio da internação. Nesses casos, prefeituras que gastam mais tendem a despende maior valor de recursos ao aumentar uma unidade *per capita* dessas variáveis. O aumento marginal é maior quando gradativamente se aumenta o quantil de gastos. Há, nesses casos, encarecimento dos serviços conforme cresce o padrão de gastos municipais. Discutiremos mais sobre esse encarecimento logo adiante, quando explicarmos sobre a *dummy* de aglomeração.

Encontramos ainda influência positiva da variável que mede a quantidade de indivíduos com assistência médica privada no município (*assmedpc*). Municípios onde há maior número de cidadãos com acesso a planos privados de saúde também gastam mais com saúde. A explicação disso pode advir da correlação no espaço entre redes privada e pública de saúde. Os municípios mais ricos têm uma parcela maior de pessoas com alta renda e que demandam planos de saúde privados, e os municípios pobres, o oposto, independente do tamanho.

A *dummy* de aglomeração é relevante para o nível de gastos do quantil inferior no ano de 2002 e quantis inferior e mediano no ano de 2006, mostrando que o tamanho e a inserção regional da população são relevantes na definição dos gastos. O valor do coeficiente é negativo e diminui de magnitude à medida que aumentamos o quantil de gastos. Trata-se de um resultado bastante interessante, porque mostra a tendência de aglomerações urbanas gastarem menos municipalmente com saúde em comparação às cidades pequenas, não localizadas nessas aglomerações. Isso quer dizer que um município pobre que está em uma aglomeração gasta menos que um município pobre fora das aglomerações.

Na verdade, municípios que estão fora de aglomerações urbanas na maioria das vezes não possuem atendimentos especializados na assistência à saúde em suas jurisdições. Dessa maneira, as cidades pertencentes a aglomerações, mesmo que

também não os possuem, absorvem economias do maior município desse espaço geográfico com serviços de alta complexidade. Esses municípios acabam atuando como *free riders*, usufruindo de serviços simplesmente por situarem-se nessas regiões.

Em um exercício estatístico com os próprios dados da pesquisa, constatou-se que, na média, cidades fora de aglomerações gastam 9% a mais em saúde municipal que as cidades dentro desse entorno geográfico. Esse gasto menor pode significar economias de escala espaciais (maior concentração de serviços dentro dessas aglomerações com menor gasto *per capita*).

É dentro dessa argumentação que voltamos a falar sobre os maiores gastos marginais com as variáveis da saúde nas cidades com maior gasto *per capita*. É razoável supor que os municípios pobres dentro das aglomerações consigam exportar os custos de internação para os municípios ricos desse próprio entorno. Por possuírem redes de serviços mais completas e complexas, esses municípios acabam recebendo os custos dos demais, principalmente daqueles mais próximos.

Já para os PSFs, não há essa estratégia *free rider* nos municípios mais pobres. Por ser um programa estritamente de atendimento municipal, não ocorre transbordamento de custos para outros municípios. Dessa maneira, os municípios mais ricos não são penalizados por possuírem melhor infraestrutura.

Em relação ao controle por regiões, Sudeste e Centro-Oeste realizam gastos estatisticamente iguais. Em nenhuma das análises de quantis e anos, o coeficiente do Centro-Oeste foi significativo, mostrando que as duas regiões são bem próximas quanto ao gasto na saúde. O mesmo argumento não vale para as demais, pois os coeficientes de comparação que se mostraram significativos são sempre negativos; ou seja, a região Sudeste gasta comparativamente tanto quanto as demais, pelo menos.

O resultado para as regiões Norte e Nordeste era esperado, mas a região Sul mostrou os coeficientes mais interessantes. O resultado, *vis-à-vis* o Sudeste, só não foi negativo para o primeiro quantil de gastos no ano de 2002. Lembrando a influência de menores gastos com saúde nas aglomerações urbanas – municípios mais pobres presentes nessas aglomerações gastam menos que os mais pobres fora delas – podemos entender que essa tendência sulina pode advir dessa situação. Essa é a região que possui o maior percentual de municípios presentes em aglomeração urbana (15,18%).

Passando agora para a análise política, começamos com a variável *dgov*, que procura captar a influência entre prefeituras do mesmo partido do governador. Ela não se mostrou significativa para nenhum perfil de gasto, revelando que não há direcionamento favorecido por pressões partidárias. Nas demais variáveis políticas, o intuito era captar alguma diferença entre os partidos, dando ênfase aos mais representativos no cenário nacional (PMDB, PT, PSDB, DEM, PR e PP) e sendo o PT o partido de referência na regressão. O resultado mostra certa

relevância para um direcionamento maior do PT sobre os demais no ano de 2002, principalmente no estrato superior de gastos, mas nenhuma relevância significativa para o ano de 2006.

Esse resultado confirma o argumento exposto pela técnica de decomposição de diferenciais. Nesse período, o PT era o único entre os estudados que realizava gastos com recursos próprios acima do piso da EC-29 para 2004. Isso significa que o PT foi o que menos precisou se adequar posteriormente à lei e, talvez por causa disso, esse resultado favorável ao partido esvaiu-se no ano de 2006. Salvo a rara exceção do coeficiente positivo do PR no quantil mediano do último ano, não há qualquer evidência econométrica de diferenças entre os partidos políticos desde então.

Parece haver um maior direcionamento de gastos do PT para 2002, o que pode representar uma política mais inclusiva do mesmo nesse ano. Porém, ao impor na legislação a destinação de um piso mínimo de recursos próprios para aplicação na rubrica, o governo federal acaba com as diferenças partidárias, tornando irrelevante a visão partidária nos gastos municipais com saúde.

6 CONCLUSÕES

O advento da promulgação da Constituição Federal de 1988 delegou aos estados e municípios tarefas fundamentais no direcionamento das políticas públicas de saúde. A evolução das ações do SUS, com o advento de publicação das NOBs, em 1993 e 1996, e da Noas, em 2001, cada vez mais comprova a ação prioritária dos entes municipais na aplicação das políticas de saúde.

O objetivo deste artigo foi estudar os determinantes desses gastos municipais com saúde no Brasil, tentando constatar relevâncias regionais, institucionais e políticas no direcionamento de gastos das prefeituras, principalmente para averiguarmos a importância da EC-29. Através das técnicas de decomposição de diferenciais e regressão quantílica, encontramos grande relevância da emenda principalmente para o ano de 2006, mostrando que a mesma tornou-se um direcionador de políticas mais importante do que qualquer ideologia partidária anterior.

Só encontramos relevância de diferenciação de gastos entre partidos favorecendo o PT no ano de 2002, ainda assim somente para o quantil superior de gastos; qualquer diferença de direcionamento que pudesse existir entre os partidos desapareceu para 2006. Acreditamos que esse resultado aconteça em grande parte pela pressão da EC-29. Como em 2002 o PT era o único que realizava gastos acima do piso mínimo estabelecido para 2004, foi o que menos precisou se adequar às pressões federais. Vale lembrar que, nesse caso, o resultado aqui apresentado assemelha-se ao encontrado por Arretche e Marques (2002).

Além disso, devemos lembrar também as necessidades regionais, dando ênfase à localização em grandes aglomerações urbanas detentoras de economias de escala e de possibilidade de influência de grupos sociais locais, como sindicatos trabalhistas e associações comunitárias.

No caso das aglomerações, provou-se na análise que a mesma exerce uma influência nas definições dos gastos municipais, e essa constatação abre um espaço para um campo de pesquisa no âmbito espacial do orçamento em saúde. No caso das interações sociais, as mesmas não foram incluídas no modelo por falta de dados para o período considerado, mas podem exercer também pressão fundamental no direcionamento dos gastos com saúde. Ficam, então, a observação e a possibilidade de abertura de nova agenda de pesquisa na área.

Porém, para o que se vale nosso trabalho, achamos relevante constatar a grande importância dada aos fatores institucionais. A existência de gestões ditas diferentes nos tantos partidos analisados parecia importante principalmente na diferença existente entre o PT e os demais em 2002, mas a EC-29 pode ter diluído essa diferenciação, tornando irrelevante, pelo menos no que tange à saúde, qual o partido governante no nível municipal.

A contribuição do trabalho dá-se em grande monta nesses resultados: a constatação da dominante influência da regulação federal e de localização regional; e a pouca relevância da política partidária no orçamento da saúde. Esses podem ser fatores primordiais para políticas públicas na área da saúde pública municipal.

ABSTRACT

With the promulgation of the Federal Constitution of 1988, the federal government delegated more authority to states and municipalities concerning public health policies. In this context, the aim of this paper is to study the structure of health expenditures of municipalities, particularly taking into account political pressures – from political parties – and institutional pressures – from federal government. Using the techniques of decomposition of differentials and quantile regressions, we analyzed municipal health spending in 2002 and 2006. Our main result is the small relevance of political parties in the determination of health expenditures. A more important factor seems to be the institutional pressure via the Constitutional Amendment 29, which established a lower bound for expenditures financed with the municipalities' own resources.

REFERÊNCIAS

- ALTONJI, J. G.; BLANK, R. M. Race and gender in the labor market. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). *Handbook of Labor Economics*. v. 3. North-Holland: Elsevier Science, 1999.
- ARRETCHE, M.; MARQUES, E. Municipalização da saúde no Brasil: diferenças regionais, poder do voto e estratégias de governo. *Revista Ciência e Saúde Coletiva*, São Paulo, v. 7, n. 3, p. 455-479, 2002.
- BAUM, C. F. *An introduction to modern econometrics using stata*. Texas: Stata, 2006. 341 p.

BAUM, C. F.; SCHAFFER, M. E.; STILLMAN, S. *Instrumental variable and GMM: estimation and testing*. Boston: Department of Economics Boston College, 2003 (Working Paper, n. 545).

BRASIL. Lei nº 8.142, de 28 de dezembro de 1990. Dispõe sobre a participação da comunidade na gestão do Sistema Único de Saúde (SUS) e sobre as transferências intergovernamentais de recursos financeiros na área da saúde e dá outras providências. *In: BRASIL. Conselho Nacional de Secretários de Saúde. Legislação do SUS*. Brasília: 2003a, p. 38-39.

_____. Portaria nº 2.203, de 5 de novembro de 1996. Dispõe sobre a Norma Operacional Básica do Sistema Único de Saúde. *In: BRASIL. Conselho Nacional de Secretários de Saúde. Legislação do SUS*. Brasília: 2003b, p. 49-86.

_____. Portaria GM/MS nº 1.882, de 18 de dezembro de 1997. Estabelece o Piso de Atenção Básica – PAB e sua composição. *In: BRASIL. Conselho Nacional de Secretários de Saúde. Legislação do SUS*. Brasília, 2003c, p. 87-90.

_____. Emenda Constitucional nº 29, de 13 de dezembro de 2000. Altera os artigos 34, 35, 156, 160, 167 e 198 da Constituição Federal e acrescenta artigo ao ato das disposições constitucionais transitórias, para assegurar os recursos mínimos para o financiamento das ações e serviços públicos de saúde. *In: BRASIL. Conselho Nacional de Secretários de Saúde. Legislação do SUS*. Brasília, 2003d, p. 232-234.

_____. Portaria GM/MS nº 95, de 26 de janeiro de 2001. Cria a Norma Operacional da Assistência à Saúde – NOAS/SUS 01/2001. *In: BRASIL. Conselho Nacional de Secretários de Saúde. Legislação do SUS*. Brasília, 2003e, p. 235-266.

BUCHINSKY, M. Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research. *Journal of Human Resources*, Madison, v. 33, n. 1, p. 88-126, Winter 1998.

CORNÉLIO, R. R. *A formulação da decisão no nível estratégico de uma organização pública: um estudo sobre o processo decisório na SMS-RJ*. 1999. 131 f. Dissertação (Mestrado) – Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, 1999.

COSTA, N. R. A descentralização do Sistema Público de Saúde no Brasil: balanço e perspectivas. *In: NEGRI, B.; DI GIOVANNI, G. (Org.). Brasil: radiografia da saúde*. Campinas, SP: UNICAMP, 2001.

DAIN, S. Os vários mundos do financiamento da saúde no Brasil: uma tentativa de integração. *Ciência e Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, n. 12(sup.), p. 1.851-1.864, 2007.

FAVERET, A. C. S. C. A vinculação institucional de recursos para a saúde: avanços, entraves e perspectivas. *Ciência & Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 8, n. 2, p. 371-378, 2003.

KOENKER, R.; BASSET, G. Regression quantiles. *Econometrica*, Chicago, v. 45, n. 1, p. 33-50, Jan. 1978.

LEVCOVITZ, E.; LIMA, L. D.; MACHADO, C. V. Política de saúde nos anos 90: relações intergovernamentais e o papel das normas operacionais básicas. *Ciência & Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, ano/v. 6, n. 002, p. 269-291, 2001.

MACHADO, C. V. *Contexto, atores, instituições: um estudo exploratório acerca das modalidades de gerência de hospitais públicos do município do Rio de Janeiro nos anos 90*. Dissertação (Mestrado em Saúde Coletiva) – Instituto de Medicina Social da UERJ, Rio de Janeiro, 1999.

MALIK, A. M. Planejamento, financiamento e orçamento da saúde. *In: ARANHA, M. L.; TOJAL, S. B. B. (Org.). Manual conceitual do aluno do curso de especialização à distância em direito sanitário*. São Paulo: Fiocruz, 2002, p. 159-173.

MINGOTI, S. A. *Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem moderna*. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2007. 295 p.

NORONHA, J. C.; LIMA, L. D.; MACHADO, C. V. A gestão do Sistema Único de Saúde: características e tendências. In: CONFERÊNCIA NACIONAL DE CIÊNCIA, TECNOLOGIA E INOVAÇÃO EM SAÚDE, 2., 2004, Brasília, DF. *Anais...* Brasília: Ministério da Saúde/Secretaria de Ciência e Tecnologia, 2005, p. 45-94.

OAXACA, R. L. Male-female wages differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, Philadelphia, v. 14, n. 3, p. 693-709, Oct. 1973.

OLIVEIRA, A. C.; SIMÕES, R. F.; ANDRADE, M. V. Regionalização dos serviços de média e alta complexidade hospitalar e ambulatorial em Minas Gerais: estrutura corrente *versus* estrutura planejada. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 13., 2008, Diamantina - MG. *Anais...* Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2008, p. 76.

PIOLA, S. F.; BIASOTO, G. Financiamento do SUS nos anos 90. In: NEGRI, B.; DI GIOVANNI, G. (Org.). *Brasil: radiografia da saúde*. Campinas, SP: UNICAMP, 2001.

RUIZ, R. M.; PEREIRA, F. B. *Estrutura e dinâmica espaço-temporal das metrópoles brasileiras*. Rio de Janeiro: Letra Capital: Observatório das Metrópoles, 2009.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press, 2002. 752 p.

(Originais submetidos em dezembro de 2008. Última versão recebida em setembro de 2009. Aprovada em fevereiro de 2010).

ANEXO

TABELA A.1

Estatística-C para exogeneidade das variáveis do setor saúde e recursos próprios aplicados em saúde (*recprop*)

Variáveis	Teste C	Valor-p
<i>recprop</i>	23,820	0,000
<i>cons</i>	0,230	0,774
<i>psf</i>	0,768	0,158
<i>pambqpc</i>	0,557	0,455
<i>lmunpc</i>	0,342	0,639
<i>vmedintpc</i>	0,257	0,731
<i>assmedpc</i>	0,528	0,503

Número de observações: 6.192

Fontes: *Atlas do Desenvolvimento Humano*, Datasus, Ipeadata e TSE.

TABELA A.2

Regressão MQO para a análise de decomposição de diferenciais – 2002

Variáveis	Partidos					
	PMDB	PT	PSDB	DEM	PR	PP
<i>recprop</i>	173,14*	285,96*	190,99*	141,60*	97,53***	253,64*
<i>pibpc</i>	0,002*	0,001	0,004*	0,002*	0,006*	0,002
<i>govpc</i>	60,29*	114,07***	60,11*	70,63*	56,54**	87,04*
<i>fossapc</i>	9,06	-30,72	18,36***	7,22	-2,07	4,16
<i>consultas</i>	0,14	8,95***	4,08***	-2,53*	3,84	2,14
<i>psf</i>	10,86*	-6,61	17,97*	24,70*	3,00	22,66*
<i>pambqpc</i>	1,27*	2,27	1,35*	1,48*	0,24	0,84
<i>lmunpc</i>	4.752,88*	2.681,13	5.258,71*	7.794,75*	10.782,88*	9.208,84*
<i>vmedintpc</i>	956,20*	1.423,33*	627,78*	678,60*	802,04*	61,78
<i>assmedpc</i>	13,81	24,20***	-1,07	17,21**	-13,94	-4,53
<i>dagl</i>	0,86	18,85	-7,13	-0,05	27,98	-7,22
<i>dnorte</i>	-24,57*	-23,13	-10,85	-41,00*	-48,74*	-24,74**
<i>dnordeste</i>	-11,68*	30,50**	-2,48	-9,28**	-2,59	3,86
<i>dsul</i>	-20,63*	21,79	-9,80	-25,73*	-19,16	-0,06
<i>dcentro</i>	-7,06	44,05***	-15,12	-16,01**	-28,31	18,80***
<i>constante</i>	-12,11	-93,47***	-43,17**	-27,20**	-5,63	-47,12*
R^2	0,5886	0,5530	0,6374	0,6242	0,6958	0,5697
Teste F	37,27	12,71	22,06	41,03	12,89	16,55
Observações	685	134	574	566	130	336

Fontes: *Atlas do Desenvolvimento Humano*, Datasus, Ipeadata e TSE.

* / ** / *** Significantes a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

TABELA A.3

Regressão MQO para a análise de decomposição de diferenciais – 2006

Variáveis	Partidos					
	PMDB	PT	PSDB	DEM	PR	PP
<i>recprop</i>	360,04*	367,33*	319,95*	490,49*	101,37	303,55*
<i>piibpc</i>	0,002*	0,002*	0,003*	0,002*	0,003*	0,002*
<i>govpc</i>	57,10*	27,23**	36,64*	57,47***	76,37*	66,29*
<i>fossapc</i>	-2,11	29,97	20,77	-17,16	-16,57	29,22
<i>consultas</i>	6,12	0,65	6,13**	11,67**	-0,22	10,48*
<i>psf</i>	31,28*	32,51**	31,80*	16,89***	1,28	53,62*
<i>pambqpc</i>	0,76	0,78	1,43*	2,18**	4,75*	1,88*
<i>lmunpc</i>	8.531,96*	9.159,12*	10.160,15*	5.043,69**	4.759,93	17.547,66*
<i>vmedintpc</i>	1.828,39*	2.242,78*	1.660,70*	2.453,43*	3.372,57*	481,80
<i>assmedpc</i>	22,25**	69,90*	43,62*	46,42*	18,57	-27,38***
<i>dagl</i>	-9,03	-18,52***	-10,82	10,82	16,61	-31,38*
<i>dnorte</i>	-17,39	-17,79	-9,80	-2,33	-21,01	-80,59*
<i>dnordeste</i>	1,28	12,48	-12,82***	13,14	4,77	-26,37**
<i>dsul</i>	7,14	-18,69	-33,35*	-6,98	-22,82	-20,35
<i>dcentro</i>	23,10	-2,91	-21,51**	30,81***	1,38	-53,68*
<i>constante</i>	-31,92	-28,13	-10,30	-94,46	-40,84	-44,99
<i>R²</i>	0,6616	0,6785	0,6489	0,5557	0,6782	0,6476
Teste F	32,21	26,69	39,50	28,88	25,20	18,59
Observações	567	254	497	400	208	206

Fontes: Atlas do Desenvolvimento Humano, Datasus, Ipeadata e TSE.

* / ** / *** Significantes a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

TABELA A.4

Técnica de decomposição de diferenciais: referência PMDB

Diferenças PMDB a	PT	PSDB	DEM	PR	PP
Termo (a)	3,27	8,82	9,94	3,74	2,26
Termo (b)	7,78	6,34	5,03	6,43	-6,62
Total explicado (a + b)	11,05	15,16	14,98	10,18	-4,36
Termo (c)	6,51	-22,79	23,91	-46,03	6,31
Termo (d)	17,82	3,60	4,10	1,94	-13,36
Total não explicado (c + d)	24,33	-19,20	28,01	-44,10	-7,06
Total decomp. $E = (a + b + c + d)$	35,38	-4,03	42,98	-33,92	-11,41
% explicada (a + b)/E	31,2	-375,9	34,8	-30,0	38,2
% não explicada (c + d)/E	68,8	475,9	65,2	130,0	61,8
Diferença real 2002 (g)	-11,47	0,89	3,44	12,70	0,64
Diferença real 2006 (h)	25,81	16,73	22,27	19,62	1,09
Total diferença real $F = (g - h)$	37,28	15,84	18,83	6,91	0,45
Vantagem não explicada	PMDB	PSDB	PMDB	PR	PP

Fontes: *Atlas do Desenvolvimento Humano*, Datasus, Ipeadata e TSE.

TABELA A.5

Técnica de decomposição de diferenciais: referência PSDB

Diferenças PSDB a	PMDB	PT	DEM	PR	PP
Termo (a)	-11,84	-9,46	1,09	-6,03	-16,12
Termo (b)	6,93	4,45	3,24	1,56	15,86
Total explicado (a + b)	-4,91	-5,01	4,33	-4,48	-0,26
Termo (c)	17,00	34,03	44,28	-17,47	4,94
Termo (d)	-8,06	10,39	-1,60	-7,95	-21,76
Total não explicado (c + d)	8,94	44,42	42,68	-25,41	-16,83
Total decomp. $E = (a + b + c + d)$	4,03	39,41	47,02	-29,89	-17,08
% explicada (a + b)/E	-121,7	-12,7	9,2	15,0	1,5
% não explicada (c + d)/E	221,7	112,7	90,8	85,0	98,5
Diferença real 2002 (g)	-0,89	-12,36	2,55	11,81	12,11
Diferença real 2006 (h)	-16,73	9,08	5,55	2,89	-15,63
Total diferença real $F = (g - h)$	-15,84	21,44	2,99	-8,93	-27,75
Vantagem não explicada	PSDB	PSDB	PSDB	PR	PP

Fontes: *Atlas do Desenvolvimento Humano*, Datasus, Ipeadata e TSE.

TABELA A.6

Técnica de decomposição de diferenciais: referência PP

Diferenças PP a	PMDB	PT	PSDB	DEM	PR
Termo (a)	-2,45	2,43	11,49	10,26	0,06
Termo (b)	0,33	10,84	3,01	1,91	6,41
Total explicado (a + b)	-2,12	13,27	14,50	12,17	6,46
Termo (c)	2,03	-3,40	-19,53	26,50	-38,75
Termo (d)	11,50	36,92	12,41	15,73	9,78
Total não explicado (c + d)	13,53	33,52	-7,12	42,23	-28,97
Total decomp. $E = (a + b + c + d)$	11,41	46,79	7,38	54,40	-22,51
% explicada (a + b)/E	-18,6	28,4	196,5	22,4	-28,7
% não explicada (c + d)/E	118,6	71,6	-96,5	77,6	128,7
Diferença real 2002 (g)	-0,64	-12,11	0,25	2,80	0,00
Diferença real 2006 (h)	-1,09	24,72	15,63	0,00	0,00
Total diferença real $F = (g - h)$	-0,45	36,83	15,39	18,38	6,46
Vantagem não explicada	PP	PP	PSDB	PP	PR

Fontes: Atlas do Desenvolvimento Humano, Datasus, Ipeadata e TSE.

TABELA A.7

Técnica de decomposição de diferenciais: referência PR

Diferenças PR a	PMDB	PT	PSDB	DEM	PP
Termo (a)	-9,81	-5,25	0,02	0,36	-5,47
Termo (b)	4,81	7,24	5,40	6,88	-7,18
Total explicado (a + b)	-4,99	1,99	5,42	7,24	-12,65
Termo (c)	35,92	39,17	16,15	62,72	44,68
Termo (d)	3,00	28,14	8,32	6,94	-9,52
Total não explicado (c + d)	38,91	67,31	24,47	69,66	35,16
Total decomp. $E = (a + b + c + d)$	33,92	69,30	29,89	76,90	22,51
% explicada (a + b)/E	-14,7	2,9	18,1	9,4	-56,2
% não explicada (c + d)/E	114,7	97,1	81,9	90,6	156,2
Diferença real 2002 (g)	-12,70	-24,17	-11,81	-9,26	12,11
Diferença real 2006 (h)	-19,62	6,20	-2,89	0,00	-18,52
Total diferença real $F = (g - h)$	-6,91	30,37	8,93	11,92	-30,63
Vantagem não explicada	PR	PR	PR	PR	PR

Fontes: Atlas do Desenvolvimento Humano, Datasus, Ipeadata e TSE.

TABELA A.8

Estatística-t para as variáveis da regressão quantílica (comparação de coeficientes dos anos de 2006 e 2002)

Variáveis	Teste t (b2006 = b2002)		
	0,10	0,50	0,90
<i>d1.recprop</i>	4,53	6,93	3,71
<i>pibpc</i>	-1,31	0,96	0,50
<i>govpc</i>	-1,66	-3,42	-1,55
<i>fossapc</i>	0,32	2,04	0,60
<i>cons</i>	1,19	2,69	0,83
<i>psf</i>	3,79	2,82	1,24
<i>pambqpc</i>	0,20	2,64	2,53
<i>lmunpc</i>	4,51	3,18	3,05
<i>vmedintpc</i>	10,66	19,89	13,74
<i>assmedpc</i>	3,17	5,64	3,26
<i>dagl</i>	-2,86	-3,85	0,13
<i>dnorte</i>	0,65	-1,07	-0,04
<i>dnordeste</i>	-1,09	-0,69	1,17
<i>dsul</i>	-1,20	-2,81	-1,01
<i>dcentro</i>	-0,11	-0,80	0,87
<i>dgov</i>	-1,05	-0,49	-0,77
<i>dpmdb</i>	1,51	4,20	3,07
<i>dpsdb</i>	1,10	3,80	2,89
<i>ddem</i>	0,57	3,79	2,27
<i>dpr</i>	1,52	4,37	2,63
<i>dpp</i>	1,61	4,39	2,79
<i>doutros</i>	1,88	5,42	3,76
<i>constante</i>	0,72	3,68	3,15

Valores para o teste t: significância 1% = 2,576 / significância 5% = 2,326 / significância 10% = 1,645.

Número de observações: 3.148 (2002) e 3.089 (2006)

Fontes: *Atlas do Desenvolvimento Humano*, Datasus, Ipeadata e TSE.

TABELA A.9

Estatística-t para as variáveis da regressão quantílica (comparação de coeficientes entre os quantis)

Variáveis	teste t (b2002)			Teste t (b2006)		
	b0.50 = b0.10	b0.90 = b0.50	b0.90 = b0.10	b0.50 = b0.10	b0.90 = b0.50	b0.90 = b0.10
<i>d1.recprop</i>	4,51	1,23	2,35	4,05	1,64	3,19
<i>pibpc</i>	3,57	4,15	5,53	6,69	5,96	9,44
<i>govpc</i>	12,09	5,15	8,86	7,13	4,04	6,62
<i>fossapc</i>	-2,07	-0,32	-1,06	0,72	-0,49	-0,18
<i>cons</i>	0,23	-0,65	-0,53	1,56	-0,99	-0,05
<i>psf</i>	-4,35	-1,36	-2,92	-2,45	-0,60	-1,64
<i>pambqpc</i>	9,08	6,35	9,78	7,54	5,76	9,29
<i>lmunpc</i>	5,41	0,12	2,07	1,12	1,74	2,23
<i>vmedintpc</i>	48,24	8,71	38,13	11,44	5,19	11,15
<i>assmedpc</i>	7,07	2,67	5,23	6,43	2,49	5,50
<i>dagl</i>	3,85	0,05	1,45	0,50	1,90	2,12
<i>dnorte</i>	6,05	1,89	3,93	1,32	1,52	2,06
<i>dnordeste</i>	3,98	1,67	3,12	2,23	2,40	3,35
<i>dsul</i>	-2,19	-0,91	-1,67	-2,78	-0,38	-1,53
<i>dcentro</i>	2,19	-0,58	0,16	0,41	0,83	1,00
<i>dgov</i>	-2,22	-1,13	-1,97	-0,33	-1,53	-1,39
<i>dpmdb</i>	-0,32	-1,63	-3,17	0,25	0,12	0,23
<i>dpsdb</i>	-1,18	-1,49	-3,01	0,34	0,33	0,47
<i>ddem</i>	-2,20	-0,40	-2,25	0,20	0,34	0,43
<i>dpr</i>	0,34	-1,58	-3,09	0,20	0,87	0,92
<i>dpp</i>	-4,40	-1,04	-2,57	0,46	0,11	0,31
<i>doutros</i>	-4,38	-1,39	-2,92	0,90	0,39	0,77
<i>constante</i>	-1,92	0,87	1,52	5,29	2,22	4,24

Valores para o teste t: significância 1% = 2,576 / significância 5% = 2,326 / significância 10% = 1,645.

Número de observações: 1.725 (2002 e 2006)

Fontes: *Atlas do Desenvolvimento Humano*, Datasus, Ipeadata e TSE.

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

ÍNDICE DO VOLUME 39, 2009

ARTIGOS

CONTRATOS DE TRABALHO NAS MICROEMPRESAS NO BRASIL 1

Joana C. M. Monteiro e Juliano J. Assunção

UMA AVALIAÇÃO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA: FOCALIZAÇÃO E IMPACTO NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E POBREZA 25

Priscilla Albuquerque Tavares, Elaine Toldo Pazello,
Reynaldo Fernandes e Rafael de Sousa Camelo

POBREZA E DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL RURAL: UMA ANÁLISE DA QUEDA RECENTE 59

Steven M. Helfand, Rudi Rocha e Henrique E. F. Vinhais

AS INTER-RELAÇÕES ENTRE POBREZA, DESIGUALDADE E CRESCIMENTO NAS MESORREGIÕES MINEIRAS – 1970-2000 81

Taiana Fortunato Araújo, Lúzia de Figueirêdo e Márcio Antônio Salvato

INFRAESTRUTURA, CRESCIMENTO E DESIGUALDADE REGIONAL: UMA PROJEÇÃO DOS IMPACTOS DOS INVESTIMENTOS DO PROGRAMA DE ACELERAÇÃO DO CRESCIMENTO (PAC) EM MINAS GERAIS 121

Edson Paulo Domingues, Aline Souza Magalhães e Weslem Rodrigues Faria

EFEITOS DINÂMICOS DOS CHOQUES FISCAIS DO GOVERNO CENTRAL NO PIB DO BRASIL 159

Marco Aurélio Ferreira Peres e Roberto de Góes Ellery Junior

ESTIMAÇÃO DA OFERTA DE TRABALHO COM MODELOS DE RACIONALIDADE COLETIVA: UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL 207

Maurício Machado Fernandes e Luiz Guilherme Scorzafave

O CUSTO DO CAPITAL E O RETORNO DO INVESTIMENTO CORPORATIVO NO BRASIL ENTRE 1994 E 2008 233

Ricardo D. Brito, Rogério Monteiro e Gunnar G. Pimentel

CAPITAL HUMANO, PROGRESSO TÉCNICO, DIFUSÃO TECNOLÓGICA E CRESCIMENTO ECONÔMICO PARA UMA AMOSTRA AMPLA DE PAÍSES 263

Emerson Marinho e Almir Bittencourt da Silva

**PARIDADE DESCOBERTA DA TAXA DE JUROS
EM PAÍSES LATINO-AMERICANOS 289**

Jaimilton Carvalho e José Angelo Divino

**ESTIGMA, OFERTA DE TRABALHO E FORMAÇÃO DE
CAPITAL HUMANO: EVIDÊNCIAS PARA BENEFICIÁRIOS
DE PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA NO BRASIL 309**

Enlinson Mattos e Vladimir Ponczek

**COMPORTAMENTO DOS PREÇOS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS
UTILIZANDO MICRODADOS DE PREÇOS AO CONSUMIDOR 341**

Rebecca Barros e Silvia Matos

**A IMPUTAÇÃO DA RENDA DO NÃO TRABALHO
NA PESQUISA MENSAL DE EMPREGO 365**

Rafael Perez Ribas e Ana Flávia Machado

**RESERVAS INTERNACIONAIS PARA O BRASIL:
PATAMARES ÓTIMOS E CUSTOS FISCAIS 397**

Christian Vobun

**ESCOLARIDADE E DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS
ENTRE O SETOR PRIVADO E O SETOR PÚBLICO NO BRASIL 431**

Breno Braga, Sergio Firpo e Gustavo Gonzaga

**LONGE DOS PARTIDOS E PERTO DA FEDERAÇÃO: UMA
AVALIAÇÃO DOS GASTOS MUNICIPAIS NA SAÚDE PÚBLICA 465**

Thiago Caliani, Ricardo Machado Ruiz e Ana Maria H. C. Oliveira

AUTORES

ARAÚJO, Taiana Fortunato

As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento
nas mesorregiões mineiras – 1970-2000 81

ASSUNÇÃO, Juliano J.

Contratos de trabalho nas microempresas no Brasil 1

BARROS, Rebecca

Comportamento dos preços no Brasil: evidências utilizando
microdados de preços ao consumidor 341

BRAGA, Breno

Escolaridade e diferencial de rendimentos entre
o setor privado e o setor público no Brasil 431

BRITO, Ricardo D.

O custo do capital e o retorno do investimento corporativo no Brasil entre 1994 e 2008 233

CALIARI, Thiago

Longe dos partidos e perto da federação: uma avaliação dos gastos municipais na saúde pública 465

CAMELO, Rafael de Sousa

Uma avaliação do Programa Bolsa Família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza 25

CARVALHO, Jaimilton

Paridade descoberta da taxa de juros em países latino-americanos 289

DIVINO, José Angelo

Paridade descoberta da taxa de juros em países latino-americanos 289

DOMINGUES, Edson Paulo

Infraestrutura, crescimento e desigualdade regional: uma projeção dos impactos dos investimentos do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) em Minas Gerais 121

ELLERY JUNIOR, Roberto de Góes

Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil 159

FARIA, Weslem Rodrigues

Infraestrutura, crescimento e desigualdade regional: uma projeção dos impactos dos investimentos do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) em Minas Gerais 121

FIGUEIRÊDO, Lízia de

As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras – 1970-2000 81

FERNANDES, Maurício Machado

Estimação da oferta de trabalho com modelos de racionalidade coletiva: uma aplicação para o Brasil 207

FERNANDES, Reynaldo

Uma avaliação do Programa Bolsa Família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza 25

FIRPO, Sergio

Escolaridade e diferencial de rendimentos entre o setor privado e o setor público no Brasil 431

GONZAGA, Gustavo

Escolaridade e diferencial de rendimentos entre o setor privado e o setor público no Brasil 431

HELFAND, Steven M.

Pobreza e desigualdade de renda no Brasil rural: uma análise da queda recente 59

MACHADO, Ana Flávia

A imputação da renda do não trabalho na Pesquisa Mensal de Emprego 365

MAGALHÃES, Aline Souza

Infraestrutura, crescimento e desigualdade regional: uma projeção dos impactos dos investimentos do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) em Minas Gerais 121

MARINHO, Emerson

Capital humano, progresso técnico, difusão tecnológica e crescimento econômico para uma amostra ampla de países 263

MATOS, Silvia

Comportamento dos preços no Brasil: evidências utilizando microdados de preços ao consumidor 341

MATTOS, Enlison

Estigma, oferta de trabalho e formação de capital humano: evidências para beneficiários de programas de transferência no Brasil 309

MONTEIRO, Joana C. M.

Contratos de trabalho nas microempresas no Brasil 1

MONTEIRO, Rogério

O custo do capital e o retorno do investimento corporativo no Brasil entre 1994 e 2008 233

OLIVEIRA, Ana Maria H. C.

Longe dos partidos e perto da Federação: uma avaliação dos gastos municipais na saúde pública 465

PAZELLO, Elaine Toldo

Uma avaliação do Programa Bolsa Família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza 25

PERES, Marco Aurélio Ferreira

Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil 159

PIMENTEL, Gunnar G.

O custo do capital e o retorno do investimento corporativo no Brasil entre 1994 e 2008 233

PONCZEK, Vladimir

Estigma, oferta de trabalho e formação de capital humano: evidências para beneficiários de programas de transferência no Brasil 309

RIBAS, Rafael Perez

A imputação da renda do não trabalho na Pesquisa Mensal de Emprego 365

ROCHA, Rudi

Pobreza e desigualdade de renda no Brasil rural: uma análise da queda recente 59

RUIZ, Ricardo Machado

Longe dos partidos e perto da Federação: uma avaliação dos gastos municipais na saúde pública 465

SALVATO, Márcio Antônio

As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras – 1970-2000 81

SCORZAFAVE, Luiz Guilherme

Estimação da oferta de trabalho com modelos de racionalidade coletiva: uma aplicação para o Brasil 207

SILVA, Almir Bittencourt da

Capital humano, progresso técnico, difusão tecnológica e crescimento econômico para uma amostra ampla de países 263

TAVARES, Priscilla Albuquerque

Uma avaliação do Programa Bolsa Família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza 25

VINHAI, Henrique E. F.

Pobreza e desigualdade de renda no
Brasil rural: uma análise da queda recente 59

VONBUN, Christian

Reservas internacionais para o Brasil: patamares ótimos e custos fiscais 397

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisora

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Lucia Duarte Moreira

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Fabiana da Silva Matos

Gilson Baptista Soares

Míriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins (estagiária)

Camila Guimarães Simas

Carlos Henrique Santos Vianna

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

Térreo – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.
2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.
3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.
4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.
5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.
6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.
7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.
8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.
9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO (PPE)

Publicação quadrimestral de análises teóricas e empíricas sobre problemas econômicos elaboradas por pesquisadores do Ipea e de outras instituições.



Ipea - Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República

ISSN 0100-0551



Apoio editorial

