

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

IMPACTO DE REFORMAS PARAMÉTRICAS NA PREVIDÊNCIA SOCIAL BRASILEIRA: SIMULAÇÕES ALTERNATIVAS

Fabio Giambiagi, Hélio Zylberstajn, Luís Eduardo Afonso,
André Portela Souza e Eduardo Zylberstajn

IMPACTOS DE APOSENTADORIAS E PENSÕES SOBRE A EDUCAÇÃO E A PARTICIPAÇÃO DOS JOVENS NA FORÇA DE TRABALHO

Maurício Cortez Reis e José Márcio Camargo

CREDIBILIDADE DO REGIME DE METAS PARA INFLAÇÃO NO BRASIL

Helder Ferreira de Mendonça e Gustavo José de Guimarães e Souza

RICOS? POBRES? UMA ANÁLISE DA POLARIZAÇÃO DA RENDA PARA O BRASIL – 1981-2003

Luiz Guilherme Scorzafave e Sueli Aparecida Correa e Castro

VULNERABILIDADE À POBREZA NO BRASIL: MEDINDO RISCO E CONDICIONALIDADE A PARTIR DA FUNÇÃO DE CONSUMO DAS FAMÍLIAS

Rafael Perez Ribas

Presidência da República

Secretaria de Planejamento de Longo Prazo

Ministro - Roberto Mangabeira Unger



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

Presidente

Marcio Pochmann

Diretoria

Anna Maria T. Medeiros Peliano

Cinara Maria Fonseca de Lima

João Alberto De Negri

José Aroudo Mota (substituto)

Paulo Mansur Levy

Renato Lóes Moreira (substituto)

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Murilo Lôbo

Corpo Editorial

Editor

Octávio Augusto Fontes Tourinho

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

Membros

Carlos Henrique Corseuil

Claudio Ferraz

Eduardo Pontual Ribeiro

Elcyon Caiado Rocha Lima

Fabio Giambiagi

Fábio Kanczuk

Marco Antonio Cavalcanti

Miguel Foguel

Paulo Mansur Levy

Ronaldo Seroa da Motta

Samuel de Abreu Pessoa

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

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 Planejamento de Longo Prazo da Presidência da República.

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

SUMÁRIO

IMPACTO DE REFORMAS PARAMÉTRICAS NA PREVIDÊNCIA SOCIAL BRASILEIRA: SIMULAÇÕES ALTERNATIVAS 175

Fabio Giambiagi, Hélio Zylberstajn, Luís Eduardo Afonso, André
Portela Souza e Eduardo Zylberstajn

IMPACTOS DE APOSENTADORIAS E PENSÕES SOBRE A EDUCAÇÃO E A PARTICIPAÇÃO DOS JOVENS NA FORÇA DE TRABALHO 221

Maurício Cortez Reis e José Márcio Camargo

CREDIBILIDADE DO REGIME DE METAS PARA INFLAÇÃO NO BRASIL 247

Helder Ferreira de Mendonça e Gustavo José de Guimarães e Souza

RICOS? POBRES? UMA ANÁLISE DA POLARIZAÇÃO DA RENDA PARA O BRASIL – 1981-2003 283

Luiz Guilherme Scorzafave e Sueli Aparecida Correa e Castro

VULNERABILIDADE À POBREZA NO BRASIL: MEDINDO RISCO E CONDICIONALIDADE A PARTIR DA FUNÇÃO DE CONSUMO DAS FAMÍLIAS 299

Rafael Perez Ribas

IMPACTO DE REFORMAS PARAMÉTRICAS NA PREVIDÊNCIA SOCIAL BRASILEIRA: SIMULAÇÕES ALTERNATIVAS*

Fabio Giambiagi**

Hélio Zylberstajn***

Luís Eduardo Afonso***

André Portela Souza****

Eduardo Zylberstajn*****

Este artigo simula os efeitos de reformas previdenciárias paramétricas na previdência social, e os resultados mais importantes são: a) o valor presente da dívida atuarial é equivalente a 1,9 PIB de 2005, no cenário básico; b) a interrupção do crescimento real do piso previdenciário, a partir de 2011, reduziria a dívida atuarial; c) mudanças paramétricas poderiam reduzir a dívida atuarial para cerca de 40% a 60% dos níveis atuais; d) as medidas de maior impacto seriam a adoção da idade mínima de 65 anos para a aposentadoria dos novos trabalhadores, bem como o aumento gradual para 64 anos, para os atuais trabalhadores; e) a elevação da idade mínima para o benefício da Lei Orgânica da Assistência Social (Loas) e a redução do seu valor para 75% do piso previdenciário para as futuras concessões teriam impacto fiscal importante.

1 INTRODUÇÃO

O chamado “problema previdenciário” tem se convertido em um assunto relevante do debate de um numeroso grupo de países ao longo dos últimos anos (HOLZMANN; HINZ, 2005). A razão é fácil de entender e está ligada ao processo de envelhecimento da população, que tem feito com que regras de aposentadoria adequadas no passado se tornem progressivamente incompatíveis com a nova realidade demográfica enfrentada pelas mais diversas sociedades.

No Brasil, o impacto desse fenômeno tem sido agravado por três razões. Primeiro, o baixo crescimento do Produto Interno Bruto (PIB), da ordem de apenas 2,6% ao ano (a.a.) desde a estabilização de 1994, em um contexto de crescimento do quantitativo físico de benefícios acima dessa taxa, tem causado um “efeito denominador” que pressionou para cima o coeficiente entre o gasto em aposentadorias e pensões e o produto. Segundo, os extremamente generosos

* Os autores agradecem as sugestões feitas por Paulo Levy, Paulo Tafner e José Cechin a versões anteriores deste texto. O trabalho também se beneficiou dos comentários de participantes de seminários realizados na FEA/USP e no Ipea. Foi de grande valia a minuciosa leitura do texto feita por Leonardo Rangel. Os autores são gratos às sugestões de dois pareceristas anônimos de *Pesquisa e Planejamento Econômico*.

** Coordenador do Grupo de Acompanhamento Conjuntural da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do Ipea. Cedido pelo BNDES.

*** Professor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP.

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

***** Pesquisador da Fipe/USP.

aumentos reais do salário mínimo (SM) e do piso previdenciário – de mais de 100% acumulados nos últimos 13 anos –, que beneficiam dois de cada três aposentados e pensionistas, geraram um incremento importante da remuneração média dos aposentados, que se somou ao crescimento do número de benefícios. Finalmente, a condescendência de uma legislação que permite aposentadorias precoces gera um subsídio considerável para aqueles que passam a receber o benefício relativamente cedo, onerando as contas públicas com o peso da sustentação de quem, em outros países, ainda não estaria habilitado para receber o benefício (GIAMBIAGI; ALÉM; PASTORIZA, 1998). Daí por que, ao longo dos últimos anos, começaram a ser feitas propostas alternativas de reforma, envolvendo uma combinação de fim da “superindexação” das aposentadorias básicas com medidas destinadas a fazer com que os contribuintes posterguem a sua aposentadoria (PINHEIRO, 2004).

O presente artigo é uma tentativa de contribuir para esse debate, mediante um esforço de quantificação dos efeitos individuais e agregados de um conjunto variado de propostas de reforma. Na literatura brasileira recente, há alguns artigos com preocupações semelhantes. Em Giambiagi *et al.* (2004), por exemplo, procura-se medir o impacto de uma reforma da previdência nos moldes propostos pelos autores em termos do comportamento da despesa previdenciária para um conjunto de cenários, envolvendo mudanças nas hipóteses de comportamento do PIB, do SM e da existência ou não de uma reforma. Não se faz no artigo, porém, nem uma avaliação atuarial do passivo previdenciário, nem uma estimativa detalhada do impacto específico de cada uma das propostas, que são tratadas de forma agregada. Em Souza *et al.* (2006), por outro lado, é feita uma avaliação, item por item, do impacto atuarial de cada uma das medidas aprovadas na reforma previdenciária do Governo Lula de 2003, mas o texto é essencialmente *backward looking*, de certa forma, no sentido de fazer uma análise da reforma aprovada, sem avançar na linha de explorar possíveis efeitos de futuras reformas.

Este artigo é uma combinação daqueles dois, envolvendo um diagnóstico e propostas muito similares às do primeiro texto citado, mas com o instrumental desenvolvido no segundo. Busca-se, assim, quantificar e mensurar os efeitos de cada uma das medidas propostas, isoladamente consideradas.¹ O artigo está dividido em sete seções, incluindo esta pequena introdução. Na segunda, apresenta-se de forma resumida o diagnóstico sobre por que é necessário promover uma nova reforma da previdência social no Brasil. Na terceira, expõe-se o modelo a ser utilizado nas simulações. Na quarta seção, desenvolvem-se as propostas de reforma cujos

1. Em trabalho anterior (AFONSO; ZYLBERSTAIN; SOUZA, 2006) simularam-se os impactos de mudanças paramétricas no Regime Geral da Previdência Social (RGPS). No presente trabalho há quatro importantes acréscimos metodológicos e conceituais. Primeiro, as simulações aqui efetuadas abarcam também os Regimes Próprios de Previdência Social (RPPSs). Segundo, aquele artigo utilizava a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2004, enquanto o presente texto utiliza a Pnad de 2005. Terceiro, a metodologia da parte demográfica foi aprimorada. Quarto (e mais importante), naquele artigo, os cálculos referiam-se somente à população fechada. Aqui, diferentemente, há a inclusão de novas gerações no mercado de trabalho e no sistema previdenciário.

efeitos serão posteriormente mensurados. Na quinta, explicitam-se e justificam-se as hipóteses adotadas e, logo depois, mostram-se os resultados das simulações. Por último, sintetizam-se as conclusões do artigo.

2 DIAGNÓSTICO: POR QUE É NECESSÁRIO MUDAR A PREVIDÊNCIA?²

A literatura com diagnósticos e simulações sobre o problema previdenciário brasileiro é relativamente profícua. No primeiro Governo Fernando Henrique Cardoso (FHC), o ex-ministro da Previdência Reinhold Stephanes publicou uma extensa análise das razões que exigiam uma mudança no sistema (STEPHANES, 1998). Já no final da gestão FHC, o então ministro Cechin fez um esforço de natureza similar (CECHIN, 2002).³ Mais recentemente, algumas contribuições focalizaram dois temas principais. Afonso e Fernandes (2005) e Ferreira (2006) analisaram os aspectos distributivos. Por outro lado, Ferreira (2004), Beltrão e Pinheiro (2005) e Afonso, Zylberstajn e Souza (2006) abordaram o impacto de reformas no sistema previdenciário.

Em que pesem as contribuições acadêmicas que recomendam a necessidade de novas mudanças, no primeiro mandato do Governo Lula não se chegou a uma reflexão consolidada sobre o tema, porque o governo sinalizou que não seria necessário ir além do ponto a que chegou a reforma feita em 2003. Tal postura se alterou parcialmente apenas no início do segundo mandato presidencial. A criação do Fórum Nacional de Previdência Social pode ser interpretada como um retrato dessa mudança. Nesse sentido, entende-se a visão do então ministro da Previdência de que “este pacto entre as gerações precisa ser renegociado diante das transformações da sociedade” (MACHADO, 2007). Com base nesse quadro, esta seção procura fazer um diagnóstico do sistema previdenciário brasileiro, argumentando que existe a necessidade de uma nova rodada de reformas.

Nos últimos dez anos houve duas reformas previdenciárias no país.⁴ A primeira, no Governo FHC, foi marcada por duas medidas. Uma delas é o chamado Fator Previdenciário. Esse fator, válido para as aposentadorias por idade e por tempo de contribuição concedidas pelo Instituto Nacional do Seguro Social (INSS), multiplica a média contributiva da fase ativa do indivíduo por um coeficiente proporcional ao número de anos de contribuição e à idade por ocasião da aposentadoria. O objetivo foi inibir a prática da concessão de aposentadorias especialmente precoces,

2. Esta seção reproduz parte dos argumentos expostos em Pinheiro e Giambiagi (2006, cap. 6).

3. Para uma análise da reforma previdenciária de FHC, ver Ornelas e Vieira (1999). Para detalhes sobre a reforma do Governo Lula, ver Souza *et al.* (2006).

4. As propostas aprovadas envolveram uma quantidade de detalhes que não cabe aqui analisar, por irem além do escopo do texto. Por isso, o resumo das medidas aprovadas nos Governos FHC e Lula é bastante sucinto, uma vez que o objetivo do texto é tratar das propostas de reformas futuras.

como as que eram praticadas na época, em alguns casos com coeficiente de reposição (aposentadoria/salário de contribuição) de 100% para idades de 48/50 anos. A segunda medida foi a Emenda Constitucional 20 (EC 20). Esta aumentou as idades de concessão de aposentadorias no RGPS para os indivíduos que ainda não haviam ingressado no mercado de trabalho e também para os funcionários ativos dos RPPSs.

A segunda reforma, já no Governo Lula, visou modificar as regras de acesso à aposentadoria dos servidores públicos e o valor da aposentadoria, nas três esferas de governo (União, estados e municípios). A EC aprovada estabeleceu, essencialmente, que: *a*) os aposentados do serviço público continuariam a descontar uma contribuição de 11% a partir de um certo piso de isenção, definido no final do processo pelo Supremo Tribunal Federal (STF) no valor do teto de benefícios do INSS; e *b*) a aposentadoria no serviço público estaria sujeita a uma idade mínima, de 60 anos para os homens e 55 para as mulheres.⁵

As duas reformas foram corretas, no sentido de conduzir o sistema para uma situação mais próxima do equilíbrio atuarial. Porém, ambas se revelaram insuficientes face à magnitude dos desequilíbrios. Embora o fator previdenciário iniba aposentadorias a idades tão baixas como as observadas até então, na prática seu valor é próximo da unidade (fator = 1) para idades que no resto do mundo continuariam sendo precoces, especialmente no caso das mulheres, que ganham um bônus de 5 anos na contagem do tempo de contribuição (tabela 1). Por exemplo, uma mulher que tenha começado a trabalhar aos 18 anos pode se aposentar sem qualquer perda aos 57 anos, quando em muitos países ela teria de esperar até os 65 anos ou só poderia fazê-lo a partir dos 60 anos, com perdas expressivas.

TABELA 1

Fator previdenciário para as mulheres

Tempo de contribuição (anos)	Idade de aposentadoria (anos)				
	56	57	58	59	60
35	0,88	0,91	0,95	0,99	1,03
36	0,90	0,94	0,97	1,02	1,06
37	0,92	0,96	1,00	1,04	1,08
38	0,95	0,99	1,02	1,07	1,11
39	0,97	1,01	1,05	1,10	1,14
40	1,00	1,04	1,08	1,12	1,17

Fonte: Elaboração própria.

5. A rigor, no período de transição a aposentadoria é permitida a idades inferiores, porém há uma perda, proporcional à precocidade da concessão do benefício.

No caso da reforma Lula, a insuficiência reside no fato de que, embora tenha sido uma mudança atuarialmente correta no que tange ao serviço público, deixou de lado o maior problema fiscal dos últimos anos, o crescimento das despesas do INSS, que eram de 2,5% do PIB quando foi sancionada a Constituição de 1988; de menos de 5% do PIB no ano do Plano Real (1994) e de mais de 7% do PIB em 2006 (gráfico 1).⁶

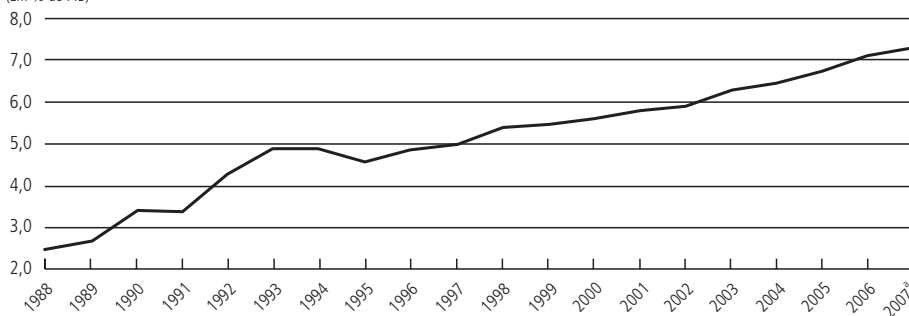
As causas do processo exposto no gráfico 1 estão ligadas a três fatores. O primeiro é o baixo crescimento do PIB verificado nos últimos 20 anos. O segundo, e mais importante, é o impacto dos sucessivos aumentos do SM e a manutenção da precocidade das aposentadorias por tempo de contribuição. Finalmente, o terceiro fator, que agrava os efeitos danosos dos dois primeiros, é a alteração na estrutura demográfica brasileira, com o aumento rápido no número de idosos, potenciais receptores dos benefícios previdenciários.

Há várias justificativas para se defender uma nova reforma da previdência social. A primeira é o *efeito fiscal perverso* que o crescimento das despesas previdenciárias e assistenciais ligadas à terceira idade está causando nas demais variáveis (tabelas 2 e 3). A soma das despesas do INSS e aquelas referentes à Lei Orgânica da Assistência Social (Loas)/Rendas Mensais Vitalícias (RMVs), que no começo do Plano Real representava 35% do gasto do Governo Central (exceto transferências a estados e municípios), já é responsável por 44% desse universo.⁷

GRÁFICO 1

Gastos anuais do INSS – 1988-2007

(Em % do PIB)



Fontes: Secretaria de Planejamento de Longo Prazo da Presidência da República e Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

*Estimativa do orçamento.

6. Todos os dados apresentados no texto já incorporam os novos valores do PIB, devido à mudança na metodologia de cálculo, divulgada pelo governo em março de 2007.

7. A tabela 2 segue o padrão das informações divulgadas pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) que até 2003 apresentava as despesas de RMV como parte das do INSS. Portanto, só a partir de 2004 o gasto com RMV de fato passa a fazer parte da segunda coluna da tabela. Isso significa que parte do crescimento da segunda coluna da tabela capta o fato de que no começo da vigência de Loas, nos anos 1990, havia um fluxo relevante de RMVs que eram pagas pelo INSS.

TABELA 2

Despesas do INSS e Loas/RMV na composição da despesa primária do Governo Central, excluindo transferências a estados e municípios

(Em %)

Ano	Benefícios/INSS (A)	Loas + RMV (B)	(A) + (B)
1994	34,8		34,8
1995	34,0		34,0
1996	36,5		36,5
1997	35,7	0,6	36,3
1998	36,3	0,7	37,0
1999	37,9	0,9	38,8
2000	37,8	1,1	38,9
2001	37,1	1,3	38,4
2002	37,9	1,5	39,4
2003	41,6	1,8	43,4
2004	41,6	2,5	44,1
2005	41,5	2,6	44,1
2006	41,3	2,9	44,2
2007	41,1	3,1	44,2

Fontes: STN; para 2007, decreto de reprogramação financeira.

TABELA 3

Investimento público: União

(Em % do PIB)

Ano	Investimento	Ano	Investimento	Ano	Investimento
1980	0,7	1990	1,1	2000	0,9
1981	1,5	1991	1,2	2001	1,1
1982	1,0	1992	1,0	2002	0,7
1983	0,8	1993	1,4	2003	0,4
1984	0,5	1994	1,1	2004	0,6
1985	0,7	1995	0,7	2005	0,8
1986	1,3	1996	0,7	2006	0,8
1987	1,5	1997	0,8		
1988	1,5	1998	0,9		
1989	0,7	1999	0,7		

Fonte: Até 2005, Balanço Orçamentário da STN/Sistema Integrado de Administração Financeira do Governo Federal (Siafi) (conceito de despesa liquidada).

A contrapartida é a redução do investimento público, que no caso do Governo Central, mesmo nos anos 1980, chegou a ser em alguns anos de 1,5% do PIB. Já no primeiro mandato do Governo Lula a média foi de apenas 0,6% do PIB, com conseqüências danosas sobre o crescimento do país.

A segunda razão, ligada especificamente à figura do tempo de contribuição, é a *precocidade excessiva das aposentadorias* nessa rubrica no Brasil, de apenas 55 anos em média no caso do fluxo das novas concessões (tabela 4). Em um país com tantas necessidades de recursos como o Brasil, é difícil justificar que a classe média – tipicamente a beneficiária desse tipo de aposentadorias, que tem expectativa de vida própria de países desenvolvidos, pelo acesso à saúde de que dispõe – aposente-se 5 a 10 anos antes do que se vivesse em outros países.⁸

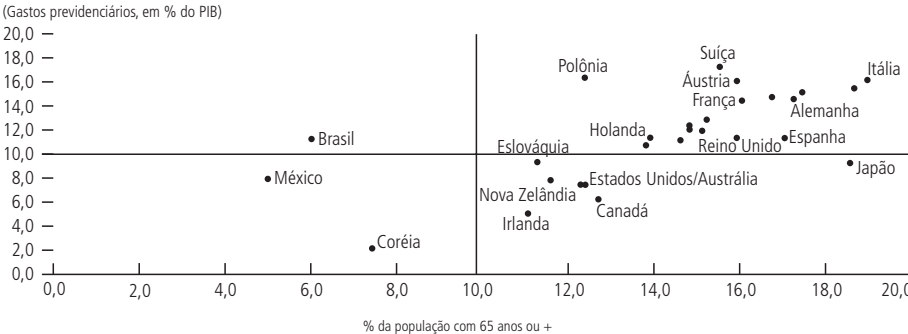
A terceira razão, em parte ligada à anterior, é a *analogia com a situação internacional*. No conjunto de países selecionados no gráfico 2, seria natural esperar uma relação direta entre o peso dos idosos na população e os gastos previdenciários no PIB. Países com uma população mais idosa tendem a se localizar no quadrante superior direito, gastando muito com previdência social; e países mais jovens, no quadrante inferior esquerdo, com menores gastos naquela rubrica. No quadrante

TABELA 4
Idade média de concessão da aposentadoria por tempo de contribuição – 2004

Gênero	Idade média na concessão do benefício (anos)
Homens	56,9
Mulheres	52,2

Fonte: Delgado *et al.* (2006, tabela 3).

GRÁFICO 2
Brasil e países da OCDE: gastos com previdência social e proporção da população com 65 anos ou mais



Fonte: Adaptado de Pinheiro e Giambiagi (2006, p. 136).

8. Adicionalmente, no RGPS permite-se o acúmulo de aposentadorias e pensões.

inferior direito estão países que, por questões culturais – no caso em que há forte compromisso da família com o cuidado dos idosos – ou econômicas – realização prévia de reformas e/ou forte crescimento do PIB –, têm populações com uma participação importante de idosos no total, mas que gastam apenas moderadamente com previdência. Já o Brasil é o único dos casos selecionados que se localiza no “quadrante errado” do gráfico: é um país (ainda) jovem, mas que gasta muito com previdência. Em termos relativos, a despesa brasileira nesse item é parecida com a da Holanda ou a do Reino Unido, embora a fração da população com 65 anos ou mais no Brasil seja de aproximadamente 1/3 da que se observa naqueles dois países.

A quarta razão está associada às *tendências demográficas futuras* (tabela 5). No período de 25 anos entre 2005 e 2030, o número de pessoas com idade igual ou superior a 65 anos crescerá no Brasil a uma média de 3,8% a.a., sendo de 4,0% a.a. no caso das mulheres. Se o país não se preparar adequadamente para esse cenário, a sustentação desse contingente populacional representará um pesado ônus para a economia nacional.

Por último, estão as *razões distributivas*, que se relacionam com dois aspectos. Por um lado, a aposentadoria por tempo de contribuição – pelo fato de os indivíduos de menores recursos passarem muitas vezes vários anos na informalidade e/ou desempregados – é tipicamente um benefício da classe média. Desse modo, aposentadorias com as idades citadas acentuam a desigualdade no país. Por outro, o efeito do SM acaba se revelando perverso para as demais políticas sociais.

TABELA 5

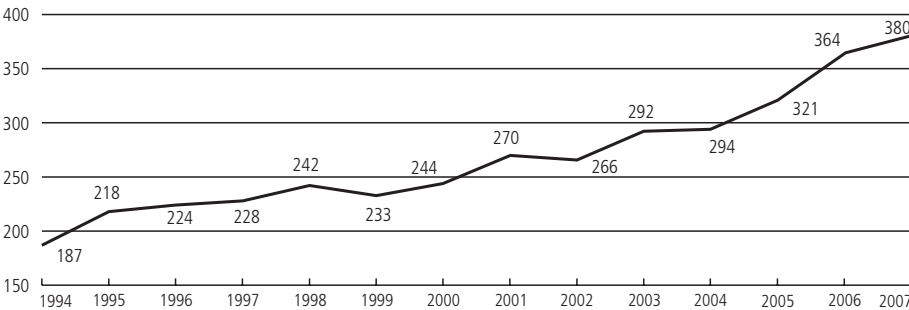
Brasil: projeção da população por gênero – 2005-2030

Anos	Total	Homens	Mulheres
Pessoas com 60 anos ou +			
2005	16.286.716	7.289.630	8.997.086
2030	40.472.801	17.605.760	22.867.041
Taxa de crescimento anual (%)	3,7	3,6	3,8
Pessoas com 65 anos ou +			
2005	11.242.632	4.963.082	6.279.550
2030	28.853.927	12.197.505	16.656.422
Taxa de crescimento anual (%)	3,8	3,7	4,0

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Ao longo dos últimos 13 anos, o SM experimentou um aumento real de mais de 100% (gráfico 3).⁹ Ocorre que o efeito do aumento do piso previdenciário (atrelado a essa variável) sobre a redução da pobreza extrema é ínfimo. Barros, Carvalho e Franco (2006) estimaram que de cada R\$ 100 de aumento da renda associada aos efeitos diretos e indiretos do SM, R\$ 57 se relacionam com o incremento do piso previdenciário, mas só 3% desses R\$ 57 acabam efetivamente em mãos das famílias definidas como “extremamente pobres” (tabela 6). A razão é simples: se uma família não tem renda ou tem uma renda ínfima e passa a receber um benefício assistencial ou previdenciário – tipicamente rural –, deixa, por definição, de ser “excluída”. Portanto, sendo o SM superior à linha de pobreza extrema, aumentos posteriores da variável são praticamente inócuos para atacar o problema

GRÁFICO 3
Salário mínimo – 1994-2007
(Em R\$ de dezembro de 2007)



Fonte: Elaboração própria, utilizando-se como deflator o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE. Em 2007 supôs-se uma inflação de 4%.

TABELA 6
Impactos de um aumento de 10% do SM sobre os rendimentos de empregados com remuneração próxima ao SM – 2004
(Em %)

Grupo	Distribuição do impacto	Impacto por tipo de família	
		Pobres	Extremamente pobres
Empregados com carteira e funcionários públicos	22,6	8,3	1,8
Empregados sem carteira	20,5	7,4	1,7
Portadores de benefícios previdenciários	56,9	11,9	1,9
Total	100,0	27,6	5,4

Fonte: Barros, Carvalho e Franco (2006).

9. Os dados do gráfico 3 contrastam fortemente com a virtual estagnação no rendimento médio real no mesmo período. Ou seja, há um descompasso entre as despesas previdenciárias, boa parte delas atrelada ao SM, e as contribuições oriundas da massa salarial.

representado pela elevada incidência da indigência no país. No citado trabalho, ao comparar o que recebem especificamente por conta do aumento do piso previdenciário as famílias extremamente pobres com a sua insuficiência de renda, Barros, Carvalho e Franco constataam um baixo grau de efetividade da medida, indicando que boa parte do problema da insuficiência de renda dessas famílias continua sem ser devidamente atacada. Em contraste, a melhor focalização do Bolsa Família faz com que um aumento dos recursos destinados a esse programa – que atinge em cheio os bolsões de miséria – tenha um alto grau de efetividade. Como, na prática, o aumento da despesa do INSS e de Loas/RMV limita a quantidade de recursos dos demais programas, conclui-se que para o combate à pobreza extrema seria mais apropriado reduzir os aumentos reais do SM e elevar os recursos destinados a programas mais focados, como o Bolsa Família.¹⁰

Tendo mostrado a importância de uma nova reforma da previdência social, no restante do trabalho serão explicadas as mudanças que constam na reforma proposta. A seguir, será quantificado o impacto dessas mudanças. Embora na argumentação anteriormente apresentada tenham sido mencionados aspectos distributivos, a partir deste ponto, dada a definição do escopo do trabalho, serão tratados apenas os aspectos atuariais da reforma, uma vez que um tratamento adequado da questão distributiva implicaria *per se* fazer um segundo artigo.

3 O MODELO E OS DADOS

3.1 Introdução

O procedimento metodológico escolhido utiliza microssimulações não-comportamentais a partir das informações individualizadas oferecidas pela Pnad de 2005. Primeiramente, identificamos os indivíduos e sua relação com o sistema de previdência social. São três os grupos relevantes: *a*) atuais inativos; *b*) atuais ativos; e *c*) novos (futuros) ativos. Para cada um desses grupos, procuramos estimar os fluxos de contribuições para a previdência social e de benefícios a partir da data da sua aposentadoria.

Nas subseções seguintes são descritos os procedimentos e os dados utilizados para identificar os indivíduos. São calculados seus benefícios e contribuições no ano inicial (2005). Posteriormente, na subseção 3.2.5 é apresentada a estimação dos fluxos futuros dessas variáveis.

3.2 Separação dos grupos

Para simular os efeitos fiscais de reformas da previdência, foram utilizados os microdados da Pnad de 2005, selecionando-se três grupos de indivíduos: *atuais*

10. Algumas características da previdência social brasileira repetem-se em outros países da América Latina. Sobre esse ponto, ver Gill, Packard e Yermo (2005, cap. 2).

inativos, atuais ativos e novos ativos. A seguir, são descritos os procedimentos aplicados na identificação e na separação de cada um. Também é descrita a forma de cálculo da previsão da evolução temporal das contribuições e benefícios previdenciários.

3.2.1 Atuais inativos: separação entre o RGPS e os RPPSs

O grupo de atuais inativos é constituído pelos indivíduos que recebem aposentadorias e/ou pensões, tanto do RGPS quanto dos RPPSs, que informaram sua condição de beneficiários e o valor do benefício recebido na data da entrevista da Pnad (setembro de 2005). Não é possível saber, com base no questionário da Pnad, se o beneficiário pertence ao RGPS do INSS, ou se é inativo, ex-funcionário público ou militar. Para superar essa limitação, foi necessário empregar um procedimento de separação entre beneficiários do RGPS e dos RPPSs, com base na distribuição dos benefícios, por faixas de valor.

Com essa finalidade, foi empregado o Boletim Estatístico da Previdência Social (Beps) do INSS, que informa o número de benefícios de acordo com múltiplos do SM. Por exemplo, em setembro de 2005 havia no INSS 12,3 milhões de benefícios com valor igual a 1 SM. Já nos dados da Pnad, havia 12,9 milhões de benefícios com o valor de 1 SM. Essa tabulação foi feita para todos os múltiplos do SM. O passo seguinte foi sortear aleatoriamente nos dados da Pnad 12,3 milhões de pessoas, as quais foram consideradas beneficiárias do INSS. As 600 mil restantes foram consideradas beneficiárias dos RPPSs. Esse procedimento foi replicado para todas as faixas de valor dos benefícios. Os resultados se mostraram bastante próximos daqueles efetivamente verificados.

É necessário ainda imputar os valores referentes às pensões por morte. Em nossas simulações, concede-se uma pensão ao cônjuge viúvo/a de um/a aposentado/a, por ocasião da morte simulada do/a beneficiário/a. Também é concedida uma pensão ao cônjuge de um/a trabalhador/a casado/a, cuja morte ocorra durante o período aquisitivo da aposentadoria (naturalmente, apenas para os trabalhadores formais).

Para calcular o valor anual de cada benefício, ajustamos o valor informado em setembro para refletir a média ponderada dos valores ao longo do ano (uma vez que o INSS reajusta os benefícios em abril de cada ano). Multiplicamos os valores ajustados de setembro por 13 meses (para incluir o 13º salário).

3.2.2 Inclusão dos benefícios acidentários do INSS

Uma parcela importante do gasto do INSS deve-se aos benefícios não-previdenciários, como, por exemplo, Loas/RMV, auxílio-doença e salário-maternidade. Como esses benefícios devem estar declarados na entrevista da Pnad no grupo “outros

rendimentos”, não é possível, *a priori*, identificá-los de forma exata. No entanto, eles devem estar computados, visto que são componentes importantes da despesa do INSS. Para incorporar os dispêndios não-previdenciários, são necessários alguns procedimentos descritos a seguir.

O primeiro item de dispêndio a ser incorporado é a Loas. Para isso, calculamos a proporção do gasto com Loas em relação ao gasto total do INSS em 2005 (MPS, 2005). Isso gerou um fator, pelo qual foram multiplicados os valores de benefícios dos atuais inativos, em 2005 e nos anos futuros.

Para os benefícios acidentários, o procedimento tem uma pequena variação. Também foi computada a proporção de gastos com esses benefícios em relação ao gasto total, tendo como base os dados do Ministério da Previdência Social (MPS) referentes ao período 1996-2001.

Não foram modeladas explicitamente três categorias de benefícios: aposentadorias por invalidez, auxílios e, por último, os benefícios da Loas aos portadores de deficiência, para os anos posteriores a 2006. Utilizou-se uma técnica alternativa mais simples. Foram calculados então dois fatores multiplicativos que possibilitaram estimar o montante gasto em cada uma dessas três categorias. Diferentemente do procedimento adotado para os inativos, nesse caso não seria adequado calcular esses gastos como proporção dos benefícios concedidos, porque eles são melhor explicados pelo comportamento dos ativos do que dos inativos. O seguinte exemplo mostra a razão dessa decisão. Uma eventual reforma que aumentasse a idade de aposentadoria aumentaria o número de trabalhadores na ativa. Isso diminuiria o gasto com os trabalhadores aposentados. Como haveria mais trabalhadores no mercado de trabalho, é de se esperar que o dispêndio com benefícios acidentários aumente. No entanto, se esse gasto fosse estimado com base nas aposentadorias, ele diminuiria, o que seria incorreto.

Assim, o primeiro fator calculado foi o relativo à Loas dos portadores de deficiência. Supondo-se que a proporção de deficientes na população (o público-alvo da Loas) se mantenha constante ao longo do tempo, bastaria calcular uma proporção entre a quantidade de benefícios concedidos no ano e a população total. O problema é que, nesse caso, teríamos de modelar a trajetória de vida de cada indivíduo que recebesse o benefício, principalmente a idade de morte. Mas, dado que no modelo a proporção de trabalhadores formais também é constante, podemos adotar como uma *proxy* para o gasto com esse tipo de benefícios uma fração da arrecadação com contribuições do INSS. Não se incorre em grande perda de precisão com esse procedimento simplificador. No período 2001-2005, a relação do gasto com Loas para portadores de deficiência e arrecadação apresentou valores entre 0,029 e 0,039. Utilizamos o valor médio: 0,034.

O mesmo raciocínio se aplica aos demais tipos de auxílios. Como são benefícios concedidos aos trabalhadores contribuintes do INSS, então é esperado que exista relação entre o dispêndio com os auxílios e a arrecadação total. Os dados do MPS mostram que essa relação vem aumentando expressivamente. Em 2001, era de 0,07; em 2005 chegou a 0,1344. Adotamos a hipótese de que o crescimento cessou em 2005 e de que o fator se manterá constante ao longo do tempo. Com isso, adotamos o valor de 0,1344 para o fator. Isso significa que, a cada ano, aos gastos totais do INSS por nós calculados foi acrescido um montante equivalente a 13,44% do valor das contribuições para incorporar os gastos com os auxílios.

Por fim, resta tratar das aposentadorias por invalidez. Nesse caso não seria adequado adotar o mesmo procedimento empregado para os auxílios, porque o estoque de beneficiários da Pnad de 2005 já abarca os aposentados dessa categoria. Por esse motivo, foi necessário realizar uma microsimulação adicional para modelar a concessão desse benefício. Analogamente ao procedimento de imputação da idade de morte de cada indivíduo, calcula-se uma proporção de benefícios acidentários por faixa etária. A cada ano sorteiam-se aleatoriamente os indivíduos que vão se acidentar. Estes tornam-se aposentados por invalidez, deixam o mercado de trabalho, param de efetuar contribuições e passam a receber o benefício.

Para calcular as proporções, usamos os dados do Anuário Estatístico da Previdência Social (Aeps) de 1996 a 2005. A relação entre as aposentadorias por invalidez concedidas e a quantidade total de contribuintes, por faixa etária, mantém-se praticamente constante até 2001. No entanto, a partir de 2002, para as coortes com idade superior a 60 anos ocorre um claro crescimento nessa relação. Os dados a seguir exemplificam essa mudança. Para os indivíduos com idades entre 20 e 24 anos foram concedidos benefícios por invalidez equivalentes a 0,031% dos contribuintes em 2001 e 0,036% em 2005. Já para os indivíduos com idade entre 60 e 64 anos, a proporção salta de 2,77% em 2001 para 7,75% em 2005. Os motivos que explicam tamanha e tão repentina elevação passam pela questão da eficiência da gestão e pelo combate às fraudes no INSS. Apesar de relevantes, tais temas fogem ao escopo deste artigo. De qualquer forma, adota-se a hipótese de que o crescimento das concessões desse tipo de benefícios seja um fenômeno temporário. Optou-se, assim, por utilizar, para todas as faixas etárias, a proporção média verificada para o período 1996-2001.

3.2.3 Atuais ativos

Este grupo é constituído pelos indivíduos que declararam ter alguma ocupação em setembro de 2005. Para eles foram desenvolvidos procedimentos com o objetivo de atribuir a cada um o valor da contribuição à previdência, bem como a respectiva regra de aposentadoria. A contribuição foi calculada com base em três informações: a) a alíquota de contribuição do trabalhador; b) a alíquota de contribuição do

empregador (se esta existir); e *c*) o teto de contribuição (se este limite for aplicável) para empregadores e trabalhadores. Os atuais ativos foram separados nas seguintes categorias: *a*) militares; *b*) funcionários estatutários dos três níveis de administração; *c*) empregados urbanos com carteira de trabalho; *d*) empregados domésticos com carteira de trabalho; *e*) empregados domésticos sem carteira de trabalho; *f*) empregados sem carteira de trabalho;¹¹ *g*) empregadores e trabalhadores por conta própria; e *h*) empregados rurais com carteira de trabalho.

Para militares e funcionários públicos a alíquota de contribuição do empregado é 11%, não havendo contribuição do empregador no caso dos militares e funcionários federais. Nos estados e municípios, apesar das recentes reformas, ainda há diferentes alíquotas de contribuição, para empregados e empregadores. Nesse caso a fonte dos dados foi o Aeps (MPS, 2004), que informa as alíquotas de contribuição de cada unidade da federação (UF).¹²

Para os empregados com carteira de trabalho a alíquota de contribuição varia de 7,65% a 11% do salário, de acordo com a faixa salarial, até o limite dado pelo teto do RGPS. O empregador contribui com 20% do salário, sem limite superior. Há uma contribuição para o Seguro Acidente de Trabalho (SAT), equivalente a 1%, 2% ou 3%, conforme a classificação de risco da atividade da empresa. Há ainda uma sobrealíquota de 2,5% para as empresas do setor financeiro. Para os empregados domésticos com carteira de trabalho a alíquota do empregador é de 12%. Os trabalhadores por conta própria e os empregadores têm a possibilidade de escolher a renda em relação à qual contribuem para o INSS. Dada a indeterminação associada a essa possibilidade, foi feita a hipótese de que esses indivíduos contribuem com base no menor valor legal, 1 SM, possibilidade de adoção bastante comum. Para os trabalhadores sem carteira ou que não declararam se possuem carteira e também para os empregadores e trabalhadores por conta própria que declararam não efetuarem contribuições, supôs-se que inexistente contribuição à previdência social.

Por fim, a contribuição patronal dos empregados rurais com carteira também tem regras particulares. A alíquota de contribuição dos empregadores incide sobre o valor da comercialização do produto agrícola. Com os dados referentes ao valor da comercialização da safra do Censo Agropecuário de 1995, calculamos a contribuição dos empregadores, para cada atividade rural e para cada UF. Utilizamos a Relação Anual de Informações Sociais (Rais) de 1995 para obter os valores

11. Nesta categoria incluem-se também os entrevistados que se declararam empregados, mas não declararam se tinham ou não carteira de trabalho (os "sem declaração de carteira de trabalho").

12. Para os funcionários públicos, a alíquota de contribuição do empregador foi considerada apenas nos casos em que há verdadeiramente um desembolso dos cofres públicos para um fundo específico de aposentadorias e pensões, à semelhança do que ocorre com os contribuintes do INSS. É o caso de algumas UF's e alguns municípios. No governo federal, como não há desembolso, consideramos que inexistente contribuição do empregador.

correspondentes da folha de salários. Dividimos então o valor da contribuição pela folha de salários e obtivemos 621 alíquotas de contribuição. Esses cálculos haviam sido feitos inicialmente para o ano de 2001. No entanto, a partir de 2003 houve uma mudança de classificação da variável *atividade principal do estabelecimento* na Pnad, impossibilitando a replicação da metodologia para aquele ano e os anos subsequentes. Adotamos então a alíquota média calculada para o ano de 2001, igual a 9,3% sobre a folha de salários, para a contribuição de todos os empregadores rurais. O eventual desvio incorrido nesse cálculo é bastante reduzido, dado que a parcela de contribuintes na área rural é pouco superior a 10% e a parcela da mão-de-obra rural também é pouco expressiva em relação à população economicamente ativa (PEA), e a remuneração média na área rural é inferior à das áreas urbanas.

Foram feitas ainda duas hipóteses adicionais. Estão incluídas em nossos cálculos apenas as pessoas com idade igual ou superior a 16 anos, dado que esta é a idade legal de trabalho (e contribuição à previdência social) no Brasil. Para todos os que declararam ter começado a trabalhar antes dos 14 anos, foi imputada a idade de 16 anos como o início do período laboral.

Resumindo então os procedimentos até este ponto: com a aplicação das regras de contribuição para cada indivíduo, obtivemos a respectiva contribuição ao sistema previdenciário. Ao fazer a soma para todas as pessoas da amostra, com os respectivos pesos amostrais, obtém-se a massa de contribuições ao sistema previdenciário.

Para atribuir os benefícios aos atuais ativos quando estes se aposentarem, foram utilizadas as regras de cálculo correspondentes aos respectivos regimes de cada indivíduo. No caso do INSS, procedeu-se a um ajuste adicional para a decisão de aposentadoria, induzida pelo fator previdenciário. Inicialmente, nosso procedimento aposentava todos os indivíduos do RGPS quando completassem o período contributivo estabelecido na legislação (35 anos para os homens, 30 anos para as mulheres e 5 anos a menos para professores e professoras). Nesses casos, como os muitos indivíduos completavam seus períodos contributivos relativamente jovens, o fator previdenciário era bastante diminuto, o que reduzia sobremaneira o valor do benefício. Sabe-se, no entanto, que a introdução do fator previdenciário levou a uma reotimização intertemporal das decisões ótimas de oferta de trabalho. Ou seja, uma postergação da aposentadoria por parte de muitas pessoas. Procurou-se captar essa tendência forçando todos os indivíduos a se aposentar com idades tais que o fator previdenciário mínimo fosse de 0,6. Esse valor foi escolhido de forma a aproximar a idade de aposentadoria das nossas simulações à idade média de aposentadoria verificada nos dados do INSS.

Antes de prosseguir com a parte descritiva, deve-se verificar se os procedimentos empregados geraram resultados consistentes. Isso é feito na tabela 7, na

TABELA 7

Contribuições, benefícios e resultado previdenciário – 2005

(Estimado e real)

	Estimado			Real			Estimado – real		
	Sistema	R\$ bilhões	% do PIB	Sistema	R\$ bilhões	% do PIB	Sistema	R\$ bilhões	% do PIB
Contribuições	INSS	101,2	4,7	INSS	103,5	4,8	INSS	(2,3)	–0,1
	RPPS	16,1	0,7	RPPS	17,6	0,8	RPPS	(1,5)	–0,1
	Total	117,3	5,5	Total	121,1	5,6	Total	(3,7)	–0,2
Benefícios	INSS	145,8	6,8	INSS	142,4	6,6	INSS	3,4	0,2
	RPPS	59,2	2,8	RPPS	61,2	2,8	RPPS	(2,0)	–0,1
	Total	205,0	9,5	Total	203,6	9,5	Total	1,4	0,1
Resultado	INSS	(44,6)	–2,1	INSS	(38,9)	–1,8	INSS	(5,7)	–0,3
	RPPS	(43,1)	–2,0	RPPS	(43,7)	–2,0	RPPS	0,6	0,0
	Total	(87,7)	–4,1	Total	(82,6)	–3,8	Total	(5,1)	–0,2

Fonte: MPS (2005).

qual se apresentam os dados oficiais, referentes ao ano 2005, e os valores por nós calculados. Como se pode notar, a discrepância, tanto para o RGPS, quanto para os RPPSs, é diminuta.

3.2.4 Novos ativos

Os novos ativos são os indivíduos que na semana da realização da Pnad de 2005 ainda não tinham ingressado no mercado de trabalho, mas que deverão fazê-lo no futuro, iniciando assim sua relação com o sistema previdenciário. O conjunto dos *novos ativos* é formado por dois grupos: *a)* os *novos entrantes*, que já faziam parte da população, mas ainda não integravam o mercado de trabalho em 2005; e *b)* os *novos nascidos*, aqueles que irão nascer a partir do ano seguinte à aplicação da Pnad e que também poderão ingressar no mercado de trabalho no futuro.

Para ambos os grupos a metodologia empregada apresenta três etapas. Inicialmente, por meio de uma série de modelos *logits* binomiais, foi estimada a idade de entrada no mercado de trabalho. Depois, por meio de uma série de modelos *logits* multinomiais, foi atribuída uma posição na ocupação para cada um dos novos trabalhadores. Finalmente, estimou-se a renda no momento de entrada no mercado de trabalho. A seguir, é feito o detalhamento de cada uma das três etapas. As técnicas aqui empregadas são similares às aquelas descritas em CBO (2006).

Idade de entrada no mercado de trabalho. No modelo, as idades mínima e máxima de entrada no mercado de trabalho são, respectivamente, 14 e 45 anos.

Para simular a idade de entrada no mercado de trabalho, foram feitos os procedimentos descritos a seguir:

a) Para cada idade entre 14 e 45 anos, foi gerada uma amostra composta por indivíduos com idade superior à idade analisada e que se encontravam no seu primeiro ano no mercado de trabalho. Exemplificando: para analisar a decisão de entrada (ou não) no mercado das pessoas de 14 anos, a amostra em questão compreende todos aqueles com idades entre 15 e 45 anos (inclusive) com zero ano de experiência. Para aqueles com 15 anos, a amostra vai dos 16 aos 45 anos e assim por diante, até os 44 anos, última idade possível de início de trabalho.

b) Foi estimado um conjunto de modelos *logits* binomiais, nos quais a variável dependente binária assume valor 1 no caso de entrada no mercado e 0 em caso de permanência fora do mercado. Com essas equações, estima-se a magnitude da influência de cada variável explicativa sobre o fato de o trabalhador estar em seu primeiro ano no mercado de trabalho. Nesses modelos a variável dependente assume o valor 1 se o indivíduo entra no mercado de trabalho e zero em caso oposto. As variáveis explicativas são as características observáveis idade, gênero e anos de estudo.

c) Os coeficientes obtidos no modelo *logit* foram imputados em uma equação com a mesma forma funcional do modelo estimado, para cada idade, para os indivíduos com idade inferior à da correspondente equação e que ainda não haviam entrado no mercado de trabalho. O conjunto de probabilidades gerado dessa forma associa a cada indivíduo ainda fora do mercado de trabalho uma probabilidade de entrar nesse mercado a cada idade subsequente à atual.

d) Para definir de fato quando cada indivíduo i entra no mercado (ou se não entra nunca), confrontamos a probabilidade de entrada no ano seguinte com um número aleatório entre 0 e 1. Se a probabilidade estimada para a idade j para o indivíduo i for igual ou maior que o número aleatório, aquele indivíduo ingressa no mercado. Caso contrário, o procedimento é repetido para o mesmo indivíduo adicionando-se um ano à sua idade. Se o indivíduo não entrar no mercado de trabalho até os 45 anos, permanecerá fora do mercado nas nossas simulações. Para tornar mais clara essa parte do procedimento, vejamos o exemplo a seguir. Seja um indivíduo de 15 anos, com probabilidade estimada de 60% de entrar no mercado de trabalho aos 16 anos. Se o número randômico gerado for menor do que 0,6, ele entra aos 16 anos. Caso contrário, fica fora (podendo novamente entrar aos 17, 18 e assim por diante). Em uma amostra suficientemente grande, a fração da população que entra no mercado de trabalho em determinada idade será igual à probabilidade média de entrada com essa mesma idade.

Assim, define-se para cada indivíduo com idade inferior a 45 anos, e ainda fora do mercado de trabalho, a idade de início do período laboral em nosso mercado

de trabalho simulado. O passo seguinte é imputar para cada indivíduo uma posição na ocupação.¹³

Definição da posição na ocupação. Para definir a posição na ocupação de cada novo entrante no mercado, foi adotado um procedimento similar. Inicialmente foi estimada a probabilidade de cada indivíduo assumir uma determinada posição na ocupação, por meio de um modelo *logit* multinomial. Em seguida, comparou-se a probabilidade estimada com um critério de corte, para atribuir-lhe ou não aquela posição.

O primeiro passo foi agregar em quatro categorias o conjunto de posições na ocupação encontradas na Pnad: *a)* informais; *b)* autônomos formais; *c)* empregados formais; *d)* funcionários públicos e militares. Para cada idade *i* foi estimado um modelo *logit* multinomial, tendo-se como amostra as pessoas com idade superior a *i*, que entraram no mercado de trabalho em 2005. A variável dependente assume os valores de 1 a 4, de acordo com as quatro posições na ocupação definidas anteriormente. As variáveis explicativas são características observáveis dos indivíduos: idade, gênero e anos de estudo, além de uma *dummy* de raça. Os coeficientes estimados foram imputados para os indivíduos da idade *i* que ainda não estavam no mercado de trabalho. Obtivemos assim as probabilidades de que o *novo trabalhador* ocupe uma das quatro ocupações: informal (*p_{inf}*), autônomo formal (*p_{aut}*), empregado formal (*p_{for}*) e funcionário público (*p_{pub}*).

O método para escolha da ocupação é diferente daquele empregado para a imputação da idade de entrada no mercado de trabalho. Essa diferença é oriunda do fato de que não há nas simulações efetuadas a possibilidade de mudança da posição na ocupação inicialmente imputada. Dessa forma, como muitos indivíduos entram no mercado de trabalho aos 14 anos como informais, se deixássemos as alocações das ocupações completamente endógenas, estaria sendo cometida uma imprecisão, visto que a maioria dos *novos entrantes* seria informal até o final da vida. A solução foi tabular os microdados da Pnad e calcular a proporção de ocupados γ_{ij} em cada uma das quatro posições no mercado de trabalho, conforme a idade com a qual as pessoas começaram a trabalhar. Tais proporções foram calculadas dos 14 aos 45 anos, de forma consistente com nossas hipóteses de entrada no mercado. Esquemáticamente temos:

$$\gamma_{ij} = \frac{NT_{ij}}{N_i} \quad (1)$$

13. Por sua própria natureza, a estratégia de simulação empregada não incorpora possíveis incrementos na idade de entrada do mercado, verificados nos anos recentes. Sobre esse ponto, ver Tafner (2006, cap. 2).

em que NT_{ij} é o número de ingressantes na ocupação i com idade j ; e N_i o número de ingressantes na ocupação i . O termo i assume os valores de 1 a 4, de acordo com as posições na ocupação, e j varia de 14 a 45, conforme as possíveis idades de entrada no mercado de trabalho.

Os *novos entrantes* foram agrupados de acordo com a idade de entrada no mercado. Começamos esta parte do procedimento com aqueles que entram no mercado aos 14 anos. Os indivíduos dessa idade foram ordenados conforme a probabilidade calculada $pinf$. O valor de $pinf$ de cada indivíduo foi comparado com a proporção de trabalhadores informais γ_{ij} . Se $pinf$ for superior à proporção, então consideramos que o indivíduo será um trabalhador informal. Caso contrário, repete-se o procedimento, para as outras posições na ocupação, formais, autônomos formais e funcionários públicos. Uma vez concluído o processo para a idade de 14 anos, passamos à idade de 15 anos e assim sucessivamente, até os 45 anos. Ao final do processo, imputamos uma posição na ocupação para todos os *novos entrantes*.¹⁴

Definição da renda inicial dos novos entrantes. Para determinar a renda inicial dos novos entrantes, foram utilizados os coeficientes estimados em uma regressão log-linear por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), descrita a seguir, na subseção 3.2.6. Estes foram imputados em uma equação com a mesma forma funcional da função utilizada para a estimação descrita anteriormente. Com esse procedimento, obtivemos as duas informações que faltavam. A primeira é a média de rendimentos por posição na ocupação, já incorporando a influência das demais características observáveis. A segunda é a taxa de crescimento desses rendimentos ao longo do tempo. Dessa maneira, é possível (ver subseção 3.2.6) estimar a evolução temporal dos rendimentos de cada novo trabalhador, desde o momento em que entra no mercado de trabalho até quando se aposenta.

3.2.5 Novos nascidos

O passo seguinte consiste na inclusão à base de dados dos novos nascidos, as pessoas que ainda não tinham nascido por ocasião da realização da Pnad de 2005. É necessário prever o número e algumas características desse grupo. Com esse fim, supôs-se, com base nas tendências demográficas do país, que o número de novos nascidos deve se manter constante nos próximos anos. Para operacionalizar essa hipótese, foram selecionados na Pnad apenas os nascidos em 2005, a coorte zero. Esses indivíduos foram então replicados e acrescentados ao banco de dados original, com idade igual a -1 . Em nossa designação, esta é a coorte -1 , a geração que nascerá em 2006. Tal procedimento é repetido 45 vezes, de forma a gerar 45 novas

14. Cabem dois comentários sobre o procedimento adotado nesta subseção. A princípio, poderia parecer que se fosse empregado outro ano que não 2005, os resultados poderiam ser diferentes. No entanto, como nas formas funcionais dos modelos são empregadas apenas características fixas como variáveis explicativas, essa possibilidade não se aplica. O segundo comentário é que, por questão de espaço, não se apresentam os resultados das estimações. No entanto, tais dados estão à disposição, mediante solicitação aos autores.

gerações, até 2050. A esses indivíduos foram aplicados os mesmos pesos amostrais que a Pnad de 2005 atribuiu aos indivíduos originais.

Aos novos nascidos foram aplicados os mesmos procedimentos descritos anteriormente (imputação da idade de ingresso no mercado de trabalho, da posição na ocupação e da renda quando da entrada) empregados para os novos entrantes. Os novos nascidos, de forma consistente com nossos cálculos anteriores, só começam a entrar no mercado de trabalho aos 15 anos. Dessa maneira, uma pessoa que nasceu em 2004 só poderá começar a trabalhar em 2019.

3.2.6 Evolução temporal dos benefícios e contribuições

A etapa final foi criar um procedimento para projetar a evolução temporal dos benefícios e contribuições de todos os grupos (atuais ativos, atuais inativos e novos ativos) que fazem parte de nossa base de dados. Para todos os atuais ativos com rendimento positivo no trabalho principal, fizemos uma regressão linear e estimamos por MQO os rendimentos em função da escolaridade (anos de estudo), gênero, posição na ocupação, *dummies* para as regiões do país, áreas rurais e as regiões metropolitanas (RMs), bem como a experiência no mercado de trabalho, medida em anos. Essa é a variável explicativa mais relevante para os nossos propósitos. A variável dependente é o logaritmo da renda no trabalho principal.

O coeficiente estimado para a variável *experiência no mercado de trabalho* expressa o impacto nos rendimentos do trabalho causados por um ano adicional de experiência no mercado de trabalho. Para a Pnad de 2005, a magnitude estimada desse coeficiente foi 1,351%. Usamos esse valor como sendo a taxa anual de crescimento dos rendimentos dos indivíduos ativos. Conhecendo os rendimentos do trabalho principal em 2005, a idade em que cada pessoa começou a trabalhar e a taxa estimada de 1,351%, calculamos o rendimento esperado a cada ano, até o momento da aposentadoria. Sendo W_0 o rendimento reportado em 2005, o valor nominal esperado dos rendimentos em qualquer ano t é dado por:

$$W_t = W_0 e^{(0,01351+0,5SE)t} \quad (2)$$

em que $0,5SE$ é o termo de correção do logaritmo para o valor em nível da renda (WOOLDRIDGE, 2002).

Para cada indivíduo na amostra, o tempo total no mercado de trabalho corresponde à diferença entre a idade em que o indivíduo começou a trabalhar e a idade prevista para a aposentadoria. Dada a posição na ocupação, podemos indicar sua idade esperada de aposentadoria usando as regras atuais para a respectiva posição na ocupação.

Para incorporar o crescimento do PIB ao modelo, foi adotada uma taxa de crescimento exógeno da massa salarial, equivalente à taxa do crescimento do PIB adotada em cada cenário simulado.¹⁵ Por exemplo, se em um dado cenário o crescimento do PIB for de 3,5% a.a., a remuneração de todos os trabalhadores do setor privado é multiplicada por um fator, de tal forma que a massa salarial cresça aos mesmos 3,5% do PIB. Ou, em outras palavras: a taxa de crescimento do PIB é dada exogenamente em cada cenário. O tamanho da PEA é dado pela evolução demográfica e pela entrada de novos trabalhadores (subseções 3.2.4 e 3.2.5). Dessa forma, a massa salarial é dada endogenamente pela evolução da PEA e da remuneração dos trabalhadores. Daí, a necessidade de multiplicação da massa pelo fator, para evitar uma incompatibilidade macroeconômica.

Cabe listar um último ajuste. A atual política salarial do governo prevê que a massa salarial do funcionalismo público deve crescer no máximo 1,5% a.a. Com base nesse fato, adota-se em todas as simulações (independentemente do cenário de crescimento do PIB) a taxa de crescimento de 1,5% a.a. para os funcionários públicos.

Uma vez descrito o procedimento para calcular a evolução temporal das variáveis monetárias (renda, benefícios e contribuições), é necessário modelar a evolução da população, incorporando a morte das pessoas ao modelo. A cada ano um determinado número de pessoas irá falecer. Para obter a quantidade de sobreviventes de cada coorte, faz-se um sorteio aleatório dos indivíduos que morrem a cada ano, inicialmente com base nas taxas de mortalidade estimadas pelo IBGE para 2005. Para ajustar o envelhecimento da população, utilizamos a taxa de mortalidade esperada para os Estados Unidos no ano 2100, como uma taxa tendencial de mortalidade, e interpolamos o logaritmo da taxa de mortalidade de hoje e a do ano 2100, obtendo assim taxas de mortalidade variáveis a cada ano. A interpolação foi feita de maneira a gerar um comportamento exponencial negativo da taxa de mortalidade. Esse procedimento foi executado separadamente, para homens e mulheres, e incorpora o fato de que pessoas de uma mesma coorte podem falecer em anos diferentes e, portanto, seus benefícios têm duração desigual. Os resultados se aproximam bastante daqueles divulgados pelo IBGE para os próximos 30 anos.¹⁶

A fim de estimar a evolução do valor dos benefícios, foram adotados dois procedimentos distintos, um para o RGPS e o outro para os RPPSs. No caso dos beneficiários do INSS, para todos os benefícios de valor superior ao SM reproduziu-se a política de reajustes com base na inflação. Para os benefícios com valor igual a 1

15. Sobre as hipóteses de crescimento do PIB, ver seção 5.

16. Esse procedimento é análogo ao usado pelo IBGE e descrito em Oliveira, Albuquerque e Lins (2004).

SM, foram acrescentados os aumentos concedidos em 2006 e 2007, bem como incorporada a política de aumentos adotada até o ano de 2011 (aumentos reais iguais à variação do PIB real defasado). A partir do ano de 2012, foram criados alguns cenários com hipóteses distintas para o crescimento do SM, explicadas na seção 5. Quanto aos atuais inativos dos RPPSs, projetamos seus benefícios de acordo com a regra de ajustes iguais aos aumentos concedidos aos atuais funcionários públicos ativos.

4 A PROPOSTA DE REFORMA

Em função do diagnóstico feito na seção 2, propõe-se uma reforma que conste de três elementos gerais. Em primeiro lugar, a partir de 2012 deve ser adotado o princípio de que todas as aposentadorias – do piso ao teto – têm de ser indexadas à inflação, colocando assim um ponto final à “superindexação” do piso previdenciário, que vem impactando fortemente as contas do INSS desde o início da estabilização econômica de meados da década de 1990.

Em segundo lugar, o país deve se adaptar às mudanças demográficas previstas para os próximos 20 a 30 anos e definir mudanças de regras que, na prática, levem a uma extensão do período contributivo dos filiados ao INSS.

Por último, é importante estabelecer que, de agora em diante, regras diferenciadas serão empregadas para as aposentadorias em relação aos benefícios assistenciais. Parte-se do princípio de que é justo que aqueles que contribuíram durante vários anos para o sistema recebam benefícios de valor mais elevado do que aqueles que nunca o fizeram.

Para que as propostas de reforma sejam válidas, precisam se pautar por três princípios:

- Devem ter um prazo de carência, caracterizado pelo fato de que a aprovação da mudança deveria preceder de alguns anos a sua implementação efetiva. Essa política daria tempo às pessoas de se adequar às novas regras, minimizando as resistências daqueles que estiverem na iminência de se aposentar de acordo com as regras atuais.

- Devem se pautar pelo gradualismo, porque, em se tratando de questões que envolvem gerações, é natural que as mudanças sejam lentas, e também como forma de facilitar as chances de aprovação das medidas, visando uma transição suave.

- Devem ser mais rígidas para os novos entrantes, uma vez que estes serão afetados pelas condições vigentes daqui a 30 ou 40 anos – demograficamente muito diferentes das atuais – e também porque não devem ser um empecilho, politicamente, para a aprovação da reforma.

Isto posto, o trabalho irá simular os efeitos do conjunto de medidas, sintetizadas no quadro 1. Tais propostas pertencem clara e assumidamente à família do que a literatura denomina “reformas paramétricas”, em contraposição a “reformas estruturais” baseadas, por exemplo, na redução do teto de benefícios ou, ainda, na alteração das alíquotas de contribuição.

Reformas paramétricas têm como foco principal a redução do passivo previdenciário. Reformas estruturais têm também esse objetivo, mas vão além, e procuram reduzir a carga tributária sobre a folha de pagamento, ou até mesmo alterar o regime do sistema previdenciário. Do ponto de vista fiscal, a diferença entre uma reforma paramétrica e uma reforma estrutural é o custo de transição,

QUADRO 1
Proposta de reforma previdenciária

Dispositivo	Como é hoje	Proposta	
		Ativos	Novos entrantes
TC: idade mínima	Não há (INSS)	60 H; 55 M (2010) ^a	65 H; 64 M
TC: anos	35 H; 30 M	35 H; 31 M (2010) ^b	40 H e M
Idade	65 H; 60 M	65 H; 61 M (2010) ^c	67 H; 66 M
Diferença/H-M (TC)	5 anos	4 anos (2010) ^d	0 ano
Diferença/H-M (idade)	5 anos	4 anos (2010) ^e	1 ano
Diferença/professores	TC: 5 anos	4 anos (2010) ^d	0 ano
Diferença/rurais (idade)	5 anos	4 anos (2010) ^d	0 ano
Piso previdenciário	SM	PPB	PPB
Piso assistencial	SM	75% PPB ^f	75% PPB
Idade/elegibilidade/Loas	65 anos	66 anos (2010) ^g	70 anos

Notas: 1. TC: Tempo de contribuição; H: Homens; M: Mulheres; SM: Salário mínimo; PPB: Piso previdenciário básico.

2. Adicionalmente, o tempo de contribuição mínimo para aposentadoria por idade (lei) aumentaria para 25 anos até 2031 para os ativos e para 35 anos para os novos entrantes.

3. O bônus de 5 anos de tempo de contribuição para as mulheres (lei) para efeito do cálculo do fator previdenciário diminuiria em 1 ano a cada 3 anos a partir de 2010 (inclusive) até 2022 (inclusive), até ser eliminado. Para os professores, valeria o mesmo princípio.

^a Aumento até 64 (H) e 62 (M) anos em 2026.

^b Aumento do tempo de contribuição das mulheres em 1 ano a cada 3 anos até 2022 (inclusive) até 35 anos.

^c Aumento da idade requerida para as mulheres em 1 ano a cada 5 anos até 2020 (inclusive) até 63 anos.

^d Redução em 1 ano a cada 3 anos até 2022 (inclusive) até a diferença ser eliminada.

^e Redução em 1 ano a cada 5 anos até 2020 (inclusive) até 2 anos.

^f Para os benefícios já concedidos, 100% do PPB.

^g Aumento em 1 ano a cada 3 anos até 70 anos em 2022.

ou seja, o impacto da reforma na magnitude da dívida previdenciária. Reformas paramétricas mantêm as alíquotas de contribuição e postergam a data de aposentadoria e/ou reduzem o valor dos benefícios. O impacto fiscal é sempre a redução no passivo. Já as reformas estruturais podem aumentar o déficit previdenciário durante a transição, pois podem reduzir as alíquotas de contribuição e assim diminuir o fluxo de recebimentos futuros do sistema. Se a redução no fluxo de receitas for maior que a redução no fluxo de benefícios, o impacto líquido pode ser um aumento no déficit previdenciário, implicando um custo de transição até que o novo regime entre em estado estacionário.

Reformas estruturais¹⁷ geram um custo de transição, mas tendem a melhorar a eficiência alocativa do mercado de trabalho porque reduzem a carga tributária sobre a folha de pagamentos das empresas. Neste trabalho, porém, estão sendo simulados os impactos de medidas que configuram apenas mudanças paramétricas, sem nenhuma proposta de caráter estrutural.

As propostas para os novos entrantes são expostas no quadro 1. Para os atuais ativos haveria regras de transição. Tais propostas compõem o conjunto de nove medidas:

a) adoção de uma idade mínima para as aposentadorias por tempo de contribuição, de 60 anos para os homens e 55 para as mulheres a partir de 2010;

b) aumento progressivo da idade mínima para aposentadoria por tempo de contribuição, até 64 anos para os homens em 2026, na proporção de 1 ano a cada 4 anos, sendo a regra para as mulheres definida nos termos a serem expostos no próximo item;

c) redução do diferencial existente entre homens e mulheres, através de um conjunto de dispositivos: *c1)* diminuição da diferença no requisito de idade mínima dos itens acima, dos 5 anos em 2010, para 4 anos em 2015 e 1 ano a menos a cada 5 anos, até 2 anos em 2025; *c2)* analogamente, diminuição da diferença no caso da aposentadoria por idade, dos atuais 5 anos para 4 anos em 2010 – quando seria fixada em 61 anos para as mulheres – com elevação progressiva da idade requerida, para 62 anos em 2015 e 63 anos em 2020 (*versus* 65 dos homens); *c3)* diminuição da diferença de tempo de contribuição – de 35 anos para os homens – elevando-o dos atuais 30 anos para as mulheres para 31 em 2010 e subindo o parâmetro em 1 ano a cada 3 anos, até 35 anos em 2022, quando se igualaria à exigência feita aos homens; e *c4)* extinção gradual do bônus de 5 anos para efeitos da contagem de tempo de contribuição na fórmula do fator previdenciário, em 1 ano a cada 3 anos a partir de 2010 (inclusive) até a diferença com os homens ser reduzida a 0 em 2022;

17. O argumento aqui apresentado segue a conceituação de Stiglitz (2000, cap. 14).

d) *aumento do período contributivo* exigido de quem se aposenta por idade, do nível de 15 anos previsto para 2011, mantendo a regra atual de elevação em 6 meses por ano, até 25 anos em 2031, sendo de 35 anos para os novos entrantes;

e) *fim do regime especial dos professores*, mediante uma regra de *phasing out* que reduza a diferença atual de 5 anos para 4 em 2010, com diminuições posteriores de 1 ano a cada 3 anos, até 2022, valendo a mesma lógica explicitada em c3 para a redução do bônus na contagem do tempo contributivo na fórmula do fator previdenciário;

f) *fim do regime especial dos benefícios rurais*, com redução da diferença de idade requerida *vis-à-vis* os trabalhadores urbanos, dos atuais 5 anos para 4 em 2010 e posterior diminuição em 1 ano a cada 3 anos até 2022;

g) *indexação de todas as aposentadorias a um índice de preços*, acabando com os aumentos reais do piso, combinando a medida com a desvinculação entre o piso previdenciário e o SM e definindo um piso previdenciário básico (PPB), correspondente ao valor atual do piso (R\$ 380 em 2007) e, a partir de 2012, indexado a um índice de preços;

h) *redefinição do piso assistencial* para as novas concessões, para 75% – em vez dos atuais 100% – do piso previdenciário; e

i) *aumento da idade de elegibilidade de Loas*, dos 65 anos atuais para 66 anos em 2010 e elevação progressiva em 1 ano a cada 3 anos até 2022, quando a idade será de 70 anos.

A justificativa para cada uma das medidas é muito clara. A definição de uma idade mínima e o seu aumento progressivo se relacionam com a precocidade das aposentadorias por tempo de contribuição, visível em dados como os da tabela 4. De forma análoga, a redução da diferença de requisito de elegibilidade entre homens e mulheres se pauta pelos mesmos motivos.

A extensão do período contributivo para as aposentadorias por idade se destina a aproximar a legislação brasileira dos parâmetros internacionais, uma vez que na maioria dos países é preciso ter contribuído por 20 ou 30 anos para fazer jus à aposentadoria.

A eliminação da diferença em favor dos professores busca solucionar um sério problema presente nas alçadas estadual e municipal. É extremamente oneroso para os cofres públicos locais o favorecimento representado pela possibilidade de as professoras se aposentarem com aproximadamente 55 anos de idade, com apenas 25 de contribuição.

A medida proposta em relação aos benefícios rurais é relevante. Cabe lembrar que aproximadamente 1/3 dos benefícios previdenciários em manutenção é rural.

Se a regra de benefício for alterada e o ritmo de concessões diminuir pelas aproximações sucessivas que seriam feitas com as regras de quem vive no meio urbano, o estoque de aposentados e pensionistas rurais aumentaria a taxas muito menores, facilitando a redução do peso das despesas do INSS em relação ao PIB. Por outro lado, do ponto de vista conceitual, seria válido eliminar a diferenciação pelo fato de que os trabalhadores do meio rural, primeiro, já são beneficiados pelo fato de as suas contribuições serem feitas em bases muito mais condescendentes que as dos trabalhadores urbanos. Segundo, têm meios de sobrevivência ligados à sua própria condição de existência, no meio rural, onde sempre podem ter alguma plantação de auto-subsistência.

A idéia de indexar as aposentadorias – inclusive o piso previdenciário – a um índice de preços visa eliminar a pressão estrutural representada nos últimos 13 anos pelo fato de que dois de cada três aposentados têm tido ganhos reais expressivos, abortando definitivamente essa fonte de crescimento da despesa que se superpõe com o aumento físico do número de benefícios. Ao mesmo tempo, cabe lembrar que se pretende apenas evitar ganhos posteriores; não se pretende impor perdas de rendimentos em relação aos valores vigentes por ocasião da reforma. A desindexação deveria ser menos difícil de aprovar do que medidas que de fato reduzem o rendimento líquido de algum grupo, como foi o caso da taxaçaõ dos inativos na reforma de 2003.

Finalmente, a modificação proposta para as regras de concessão de benefícios assistenciais visa, por um lado, estabelecer o primado de que o benefício previdenciário deve valer mais que o assistencial, para fazer jus ao esforço contributivo e estabelecer uma hierarquia de incentivos adequada; e por outro, restabelecer o dispositivo original de Loas. Por ele, a concessão do benefício assistencial era, justamente, aos 70 anos. Esse parâmetro constava no artigo 20 da Loas (Lei 8.742 de 7 de dezembro de 1993) e foi posteriormente modificado mediante nova redação da lei original, com a sua diminuição para 67 anos no artigo 38 da Lei 9.720 de 30 de novembro de 1998; e novamente reduzido, agora para 65 anos, mediante o artigo 34 do Estatuto do Idoso (Lei 10.741 de 1º de outubro de 2003). O que se propõe, portanto, é voltar aos 70 anos da Lei 8.742. Ou seja, o propósito é apenas retornar em 2022 à situação vigente em 1993.

Na seção 6, apresentamos os resultados da estimação dos impactos de cada uma das nove medidas anteriores, exceto a medida *d*, que propõe o aumento do período contributivo mínimo para as aposentadorias por idade. Essa medida não pode ser simulada porque a Pnad não oferece informações sobre a data de início das contribuições. Para nossos cálculos, foi feita a suposição de que essa data é a mesma do ingresso no mercado de trabalho, para os trabalhadores formais.

Antes de apresentar os resultados, porém, a próxima seção descreve as hipóteses adotadas em relação ao comportamento do SM e à taxa de crescimento do

PIB. Também faz-se uma análise das previsões demográficas geradas pelo nosso modelo.

5 HIPÓTESES ADOTADAS

Para desenvolver nossas simulações, foram feitas algumas hipóteses-chave sobre o comportamento do SM e da taxa de crescimento do PIB. Em todos eles, adotamos a política oficial para o SM em vigor até o ano de 2011. A partir de 2012, há três possibilidades para o comportamento do SM: *a*) manutenção do valor real (designada pela sigla CTE, associada à palavra “constante”); *b*) aumentos iguais à variação da renda *per capita* (RPC); e *c*) aumentos iguais à variação do PIB (PIB). Foram analisadas ainda três possibilidades de crescimento anual do PIB no período 2005-2050: *a*) 3,0%; *b*) 3,5%; e *c*) 4,0%. A combinação das hipóteses nos forneceu nove cenários, apresentados com suas respectivas designações no quadro 2.

A partir de agora, vamos designar a combinação *CTE3.5* como nosso *cenário básico*. Nesse cenário, supõe-se que não há aumentos reais do SM e do piso previdenciário e que o PIB cresce a uma taxa média de 3,5% a.a., próxima dos 3,3% verificados no quadriênio 2003/2006. Para calcular o valor presente dos fluxos e completar esse cenário, adotamos a taxa de desconto de 3,0% a.a. Esta será a taxa de desconto quando nos referirmos ao nosso cenário. Mas, nos nove cenários, calculamos o valor presente dos fluxos utilizando sempre duas taxas de desconto, 3,0% a.a. e 4,0% a.a. Todas as simulações cobrem o período de 45 anos, que vai de 2005 a 2050.¹⁸

Antes de se apresentarem os resultados fiscais das nossas simulações, são mostrados os resultados demográficos delas, os quais são cotejados com as projeções demográficas do IBGE. Nossas projeções resultaram da aplicação de nossas hipóteses demográficas sobre a base de dados da Pnad de 2005. A comparação é feita

QUADRO 2
Hipóteses-chave e cenários para as simulações

Política do SM e do piso previdenciário após 2011	Taxa de crescimento anual do PIB (%)		
	3,0	3,5	4,0
Valor real constante	CTE3.0	CTE3.5 (básico)	CTE4.0
Crescimento igual à variação da renda <i>per capita</i>	RPC3.0	RPC3.5	RPC4.0
Crescimento real igual à variação do PIB	PIB3.0	PIB3.5	PIB4.0

18. Há economistas que sugerem a utilização de taxas de desconto maiores, para refletir o nível das taxas de juros praticadas historicamente no país. Preferimos ficar no nível de 3% a.a. e 4% a.a., já que, neste momento, as taxas reais, líquidas de impostos, que o governo paga para carregar seus títulos são declinantes e devem se aproximar desses níveis nos próximos anos.

por meio das tabelas 8A (projeções do IBGE) e 8B (nossas projeções). A população é dividida segundo o gênero e em dois grupos etários: as pessoas com 55 anos ou mais e as pessoas com menos de 55 anos de idade. O corte em 55 anos se justifica porque esta é, aproximadamente, a idade média com que os brasileiros se aposentam atualmente por tempo de contribuição. As duas projeções são muito semelhantes para a faixa etária de 55 anos e mais. Já para as coortes com idade inferior a 55 anos, o número de pessoas nas nossas projeções é inferior ao obtido pelo IBGE, provavelmente em razão de nossa hipótese a respeito do fluxo anual de novos nascidos. Posteriormente, na tabela 8C são apresentadas nossas projeções da população de aposentados e pensionistas. Estão incluídos nos dados os beneficiários dos dois regimes (RGPS e RPPSs), separados por gênero.

As divergências entre nossas previsões populacionais (tabela 8B) e as do IBGE (tabela 8A) merecem uma breve reflexão. O IBGE usa os dados das *estimativas de projeção* da população para o período 1980-2050 (IBGE, 2005). A projeção é feita pelo método das componentes, em que cada componente (mortalidade, fecundidade e migração) é projetada separadamente. Já na Pnad, a estrutura etária é gerada pela própria amostra, expandida pelos próprios pesos amostrais, tendo como base a estimativa da população total projetada para a data de referência da

TABELA 8A

Projeções demográficas do IBGE – 2005-2050

Ano	0-54						55 e +					
	Homens		Mulheres		Total		Homens		Mulheres		Total	
	Núm. indiv.	% a.a.	Núm. indiv.	% a.a.	Núm. indiv.	% a.a.	Núm. indiv.	% a.a.	Núm. indiv.	% a.a.	Núm. indiv.	% a.a.
2005	80.195.342	-	81.193.863	-	161.389.205	-	10.347.648	-	12.447.411	-	22.795.059	-
2010	84.358.451	1,0	85.219.212	1,0	169.577.663	1,0	12.253.390	3,4	15.003.033	3,8	27.256.423	3,6
2015	87.466.690	0,7	88.039.415	0,7	175.506.105	0,7	14.715.566	3,7	18.246.364	4,0	32.961.930	3,9
2020	89.545.091	0,5	89.683.822	0,4	179.228.913	0,4	17.708.152	3,8	22.140.664	3,9	39.848.816	3,9
2025	91.185.248	0,4	91.011.114	0,3	182.196.362	0,3	20.749.074	3,2	25.928.281	3,2	46.677.355	3,2
2030	92.456.310	0,3	92.043.084	0,2	184.499.394	0,3	23.713.142	2,7	29.525.140	2,6	53.238.282	2,7
2035	92.870.482	0,1	92.165.014	0,0	185.035.496	0,1	26.923.373	2,6	33.364.267	2,5	60.287.640	2,5
2040	92.156.269	-0,2	91.128.399	-0,2	183.284.668	-0,2	30.556.396	2,6	37.576.942	2,4	68.133.338	2,5
2045	91.511.743	-0,1	90.199.811	-0,2	181.711.554	-0,2	33.513.495	1,9	40.973.325	1,7	74.486.820	1,8
2050	91.112.359	-0,1	89.583.616	-0,1	180.695.975	-0,1	35.658.035	1,2	43.415.954	1,2	79.073.989	1,2

TABELA 8B

Nossas projeções demográficas – 2005-2050

Ano	0-54						55 e +					
	Homens		Mulheres		Total		Homens		Mulheres		Total	
	Núm. indiv.	% a.a.	Núm. indiv.	% a.a.	Núm. indiv.	% a.a.	Núm. indiv.	% a.a.	Núm. indiv.	% a.a.	Núm. indiv.	% a.a.
2005	78.432.061	-	80.458.292	-	158.890.353	-	11.383.190	-	14.052.844	-	25.436.034	-
2010	80.017.234	0,4	82.064.185	0,4	162.081.419	0,4	13.546.688	3,5	16.781.981	3,6	30.328.669	3,6
2015	81.053.902	0,3	82.868.257	0,2	163.922.159	0,2	16.066.810	3,5	20.046.860	3,6	36.113.670	3,6
2020	81.455.927	0,1	83.143.179	0,1	164.599.106	0,1	19.020.297	3,4	23.634.793	3,3	42.655.090	3,4
2025	81.836.085	0,1	83.026.407	0,0	164.862.492	0,0	21.751.251	2,7	27.277.836	2,9	49.029.087	2,8
2030	81.817.696	0,0	82.715.956	-0,1	164.533.652	0,0	24.532.780	2,4	30.703.925	2,4	55.236.705	2,4
2035	81.194.492	-0,2	81.642.876	-0,3	162.837.368	-0,2	27.679.263	2,4	34.610.875	2,4	62.290.138	2,4
2040	79.601.540	-0,4	79.965.328	-0,4	159.566.868	-0,4	31.381.277	2,5	38.633.178	2,2	70.014.455	2,4
2045	77.820.031	-0,5	78.154.406	-0,5	155.974.437	-0,5	34.984.625	2,2	42.453.766	1,9	77.438.391	2,0
2050	76.209.949	-0,4	76.772.692	-0,4	152.982.641	-0,4	38.008.157	1,7	45.407.755	1,4	83.415.912	1,5

TABELA 8C

Nossas projeções da população de aposentados e pensionistas – 2005-2050

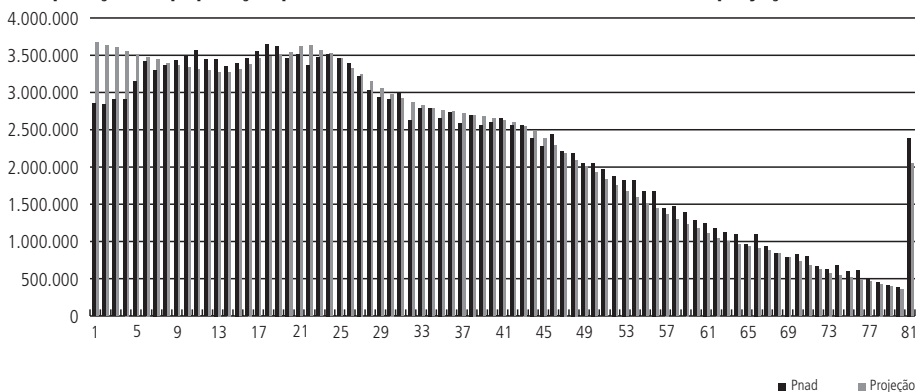
Ano	Número de pessoas	Varição (% a.a.)
2005	18.988.698	-
2010	22.795.225	3,7
2015	27.667.845	4,0
2020	32.154.830	3,1
2025	35.289.907	1,9
2030	38.482.183	1,7
2035	41.855.509	1,7
2040	45.340.407	1,6
2045	49.983.010	2,0
2050	54.519.904	1,8

Pnad. Apesar das diferenças metodológicas, espera-se que os resultados das estimativas de projeção do IBGE e os cálculos com base na Pnad sejam semelhantes. Mas não é isso que acontece. No gráfico 4, que compara a população de ambas as bases, é visível que as diferenças não são pequenas. O total de indivíduos é bastante próximo (184.326.387 na Pnad e 184.184.264 na projeção), mas as duas estruturas demográficas têm diferenças apreciáveis. Na Pnad, o número de pessoas mais jovens é menor. Para a coorte de 0 a 4 anos, a diferença é de 3.322.539 pessoas a menos. A diferença pode ter diversas causas: erros amostrais, omissão das crianças nas respostas das pesquisas domiciliares, declaração incorreta da idade (principalmente para as coortes mais velhas), avaliação imprecisa da queda na fecundidade ou mesmo a adoção de padrões incorretos de mortalidade nas idades mais avançadas.

Essa discrepância populacional tem dois impactos quando procedemos à simulação da evolução da população, usando a Pnad, frente às estimativas do IBGE. O primeiro é que usamos a coorte mais nova para prever o tamanho das coortes futuras. Se há uma subestimação na Pnad, esta é replicada para as gerações futuras. O segundo é que se o número de jovens hoje é menor do que na projeção, essa diferença se fará notar quando tais coortes chegarem à velhice, na forma de um menor contingente de idosos. Obviamente isso terá reflexos nos volumes de contribuições e benefícios futuros por nós calculados, frente a outros trabalhos que não utilizam os microdados da Pnad, mas sim dados agregados de população para fazer as previsões.

Com base nesses fatos, parece haver evidências suficientemente fortes para supor que nossa metodologia de previsão populacional é adequada. As previsões diferentes aparentemente são explicadas pelas diferenças iniciais entre duas bases de dados demográficos geradas pelo IBGE, sem que haja uma explicação definitiva sobre a origem dessas divergências.

GRÁFICO 4

Comparação da população por faixa etária: Pnad *versus* estimativa de projeção – 2005

6 RESULTADOS DAS SIMULAÇÕES

A primeira maneira de expressar os resultados é avaliar o equilíbrio intertemporal entre receitas e despesas previdenciárias. Para isso, precisamos apresentar um novo conceito: o Valor Presente Médio do Déficit (VPMD). Essa variável é expressa, conforme o próprio nome indica, como a relação entre as somatórias dos valores presentes (empregando a taxa de desconto r) dos déficits (benefícios menos contribuições) e dos PIBs de cada ano t . Isso pode ser visto na equação a seguir.

$$VPMD = \frac{\sum_{t=1}^T \frac{(Benef_t - Contrib_t)}{(1+r)^t}}{\sum_{t=1}^T \frac{PIB_t}{(1+r)^t}} \quad (3)$$

Obviamente o valor do VPMD depende de algumas hipóteses, particularmente aquelas relativas a três parâmetros: crescimento do SM e do piso previdenciário, crescimento do PIB e taxa de desconto dos fluxos de benefícios e contribuições. Esses três parâmetros influenciam o tamanho do VPMD de maneiras distintas. Incrementos no piso previdenciário e no SM provocam simultaneamente aumentos na arrecadação e na despesa. O mesmo efeito é observado para a taxa de crescimento do PIB: afeta diretamente a arrecadação e a despesa, na medida em que a maiores PIBs devem corresponder maiores rendimentos e maiores benefícios. Já a taxa de desconto tem uma relação mais simples e mais previsível: maiores taxas de desconto reduzem o valor presente dos fluxos e, portanto, da dívida atuarial. Qual dos três fatores seria o mais importante para o comportamento do VPMD e qual o sentido dos impactos em mudanças nesses parâmetros?

Na tabela 9 são apresentados os resultados dos nove cenários descritos no quadro 2. O VPMD poderia assumir valores que vão de 3,16% do PIB, na hipótese mais otimista, até 6,49%, no cenário mais desfavorável. Os dados mostram que o fator dominante no comportamento da magnitude do déficit será a política para o reajuste do piso previdenciário. Os maiores déficits correspondem aos cenários em que o benefício básico crescerá à mesma taxa de crescimento do PIB. Em seguida, vêm os cenários em que o piso previdenciário crescerá na mesma proporção da renda *per capita*. Os menores valores de dívida correspondem aos três cenários restantes, nos quais não há aumento real no piso previdenciário. Somente nesses três últimos cenários o crescimento do PIB consegue reduzir o valor do déficit, invertendo a ordem verificada nos seis cenários anteriores. Em suma, as simulações indicam que, com políticas generosas em relação ao piso previdenciário,

TABELA 9

VPMD: razão entre a soma do VP dos déficits e a soma do VP dos PIBs

Crescimento do PIB (%)	Taxa de desconto: 3%			Taxa de desconto: 4%		
	Regra da variação real: SM (%)			Regra da variação real: SM (%)		
	Zero	= RPC	= PIB	Zero	= RPC	= PIB
3,0	4,47	5,71	6,49	4,54	5,65	6,35
3,5	3,79	5,30	6,14	3,90	5,27	6,02
4,0	3,16	4,93	5,84	3,29	4,91	5,72

taxas de crescimento do PIB entre 3,0% e 4,0% a.a. não conseguirão reduzir o déficit previdenciário médio. A mensagem é bastante clara: para combinar crescimentos realistas e razoáveis do PIB com redução da diferença entre despesas e receitas previdenciárias, o país terá de reduzir ou preferencialmente interromper o ritmo de crescimento real do piso previdenciário.

A segunda maneira de apresentar os resultados é por meio do conceito da *dívida atuarial*. Por dívida atuarial estamos nos referindo à diferença entre os fluxos de benefícios e de contribuições, trazidos a valor presente de 2005. O ponto de partida é a apresentação da nossa estimativa da dívida atuarial no cenário básico (CTE3.5). No cenário básico, foram feitas as suposições de que o PIB cresce a 3,5% a.a. e que a partir de 2012 o piso previdenciário será indexado a algum índice de inflação. Adotou-se 3,0% a.a. como taxa de desconto. Os valores presentes dos fluxos são expressos em número de PIBs de 2005. Desagregamos o passivo atuarial segundo três cortes: sistema de previdência, gênero e zona de residência. Além disso, para o INSS há a separação entre o RGPS e as despesas com Loas e RMV. A forma de cálculo da dívida atuarial é inspirada no trabalho pioneiro de Feldstein (1974). Os resultados obtidos são apresentados na tabela 10.

As simulações indicam que entre 2005 e 2050 a dívida atuarial total dos dois sistemas é equivalente a 1,93 PIB de 2005.¹⁹ Os RPPSs (funcionalismo público) respondem por metade da dívida (0,95 PIB) e o INSS pelo restante (0,98 PIB). Pouco mais de 3/4 da dívida se referem a benefícios urbanos (1,48 PIB) e toda a dívida atuarial dos beneficiários rurais é produzida no RGPS (0,45 PIB). A dívida atuarial se distribui de forma desigual entre os homens (0,69 PIB) e as mulheres (1,24 PIB). Em ambos os sistemas, a dívida atuarial produzida pelos benefícios

19. Em trabalho anterior (Souza et al., 2006), foi encontrado um valor de 3,15 PIBs de 2001 para a dívida atuarial. A diferença encontrada se deve a mudanças na base de comparação (PIB de 2001 frente ao PIB de 2005), à inclusão dos futuros trabalhadores ativos, à incorporação dos benefícios acidentários e também à revisão da série histórica do PIB desde 1995, que aumentou o valor deste em aproximadamente 10%.

TABELA 10

Dívida atuarial da previdência social acumulada entre 2005 e 2050, expressa em número de PIBs de 2005

(Cenário básico – taxa de desconto: 3% – crescimento do PIB: 3,5%)

Sistemas de aposentadoria e gênero dos beneficiários		Benefícios urbanos	Benefícios rurais	Total
RGPS	Homens	–0,15	0,21	0,06
	Mulheres	0,27	0,24	0,51
	Total	0,12	0,45	0,57
Loas + RMV	Homens	0,19	0,00	0,19
	Mulheres	0,22	0,00	0,22
	Total	0,41	0,00	0,41
RPPSs	Homens	0,44	0,00	0,44
	Mulheres	0,51	0,00	0,51
	Total	0,95	0,00	0,95
RPPS com contribuição patronal	Homens	0,12	0,00	0,12
	Mulheres	0,37	0,00	0,38
	Total	0,49	0,00	0,49
Total	Homens	0,48	0,21	0,69
	Mulheres	1,00	0,24	1,24
	Total	1,48	0,45	1,93
Total (RPPSs com contribuição patronal)	Homens	0,16	0,21	0,37
	Mulheres	0,86	0,24	1,11
	Total	1,02	0,45	1,47

das mulheres é superior à parcela dos homens. Os dispêndios com Loas e RMV respondem por pouco mais de 20% da dívida atuarial total. Chama a atenção o fato de que para os benefícios urbanos dos homens, do RGPS, a dívida atuarial é negativa. Ou seja, ao longo do tempo as contribuições desse grupo superam as despesas com os benefícios. Esse parece ser um indício dos subsídios cruzados de nosso sistema previdenciário. Finalizando, pode-se concluir que a dívida atuarial é grande, mais urbana do que rural, e os dois sistemas produzem dívidas apreciáveis.

Há ainda uma simulação adicional, referente aos RPPSs. Em todo o trabalho supõe-se que inexistente contribuição patronal (o governo) para os funcionários públicos federais. Tal hipótese, apesar de fundamentada (ver nota de rodapé 12), não

é consensual. Por esse motivo, simulou-se a existência de uma alíquota de contribuição patronal de 22% para os seus servidores. Como pode ser visto na tabela 10, com essa suposição, a dívida atuarial dos RPPSs, logicamente, apresenta uma expressiva redução.

Os impactos das medidas seriam bastante grandes. Nos três cenários e com as duas taxas de desconto utilizadas, a dívida atuarial cairia para aproximadamente 40% a 60% dos respectivos valores iniciais. Os impactos mais importantes seriam obtidos com a adoção da idade mínima e com o seu aumento gradual. Seriam importantes também os impactos da idade mínima para os novos entrantes, do aumento da idade mínima para obtenção do benefício Loas e da redução do benefício não contributivo para 75% do piso assistencial. Os impactos mais importantes aconteceriam na dívida atuarial do RGPS, e esse resultado é coerente com o quadro institucional que estaria sendo modificado. De um lado, os impactos obtidos com a adoção e o aumento da idade mínima provocariam mais mudanças no RGPS, uma vez que a reforma de 2003 já instituiu uma idade mínima para os servidores públicos e estamos neste momento na fase de transição da sua adoção plena. Por outro lado, as medidas de aumento da idade mínima do benefício Loas e a redução nos benefícios não contributivos não têm impacto nos RPPSs. Finalmente, é importante notar que, mesmo com a adoção de todas essas medidas, ainda restaria uma dívida atuarial importante, da ordem de 0,65 PIB de 2005 a 1,08 PIB do mesmo ano, dependendo das hipóteses consideradas e da taxa de desconto. Vale destacar as medidas propostas que teriam impactos reduzidos, embora sua adoção se justifique do ponto de vista da equidade. Estas são o fim do bônus para as mulheres no fator previdenciário e a equalização do tempo de contribuição de mulheres e professores.

Tendo como base os resultados das tabelas 9 e 10, pode-se enfim mostrar os resultados que sintetizam os objetivos deste texto: a estimativa da dívida atuarial, para as diferentes alternativas de reformas, apresentadas no quadro 1. Vamos iniciar a discussão nos limitando apenas aos três cenários nos quais o piso previdenciário é mantido constante, variando apenas a taxa de crescimento do PIB. Apresentamos os resultados na sequência das tabelas 11A, 11B, 11C, 12A, 12B e 12C, que representam taxas de crescimento do PIB de 3,0%, 3,5% e 4,0%. Nas três primeiras tabelas, a taxa de desconto é 3,0% a.a.; e nas três últimas, 4,0% a.a. Em todas as tabelas, a primeira linha apresenta a dívida atuarial para o respectivo cenário inicial e, em seguida, a cada linha mostra-se o valor da dívida se as seguintes medidas fossem sequencialmente adotadas:²⁰

- vigoram as regras do quadro 1 apenas para os novos entrantes, sem alteração para os atuais ativos;

20. Os efeitos são cumulativos, visto que cada linha incorpora os efeitos da medida captada pela linha imediatamente anterior.

TABELA 11A

Dívida atuarial em diversos cenários de reforma: piso previdenciário constante – crescimento do PIB: 3,0% – taxa de desconto: 3,0%

(Valores em números de PIBs de 2005)

Cenários e mudanças paramétricas	RGPS						Loas			RPPS			Total		
	Urbanos			Rurais											
	H	M	Total	H	M	Total	H	M	Total	H	M	Total	H	M	Total
CTE3.0	-0,06	0,32	0,25	0,20	0,24	0,44	0,18	0,21	0,40	0,44	0,51	0,95	0,76	1,28	2,04
Novos entrantes	-0,18	0,22	0,05	0,20	0,24	0,44	0,18	0,22	0,40	0,44	0,50	0,94	0,65	1,18	1,83
Fim do bônus	-0,18	0,22	0,05	0,20	0,24	0,44	0,18	0,22	0,40	0,44	0,50	0,94	0,65	1,18	1,83
Idade mínima	-0,36	0,29	-0,07	0,20	0,24	0,44	0,19	0,22	0,41	0,39	0,49	0,88	0,42	1,24	1,66
Aumento de IM	-0,48	0,22	-0,25	0,19	0,24	0,43	0,19	0,22	0,41	0,36	0,47	0,83	0,27	1,15	1,42
Regra p/M	-0,48	0,16	-0,32	0,19	0,24	0,43	0,19	0,22	0,41	0,36	0,44	0,81	0,27	1,06	1,33
Regra p/prof.	-0,48	0,15	-0,33	0,19	0,24	0,43	0,19	0,22	0,41	0,36	0,44	0,80	0,27	1,05	1,32
Regra p/rurais	-0,48	0,16	-0,32	0,17	0,22	0,39	0,19	0,22	0,41	0,36	0,44	0,80	0,25	1,04	1,29
Idade Loas = 70	-0,48	0,16	-0,32	0,15	0,20	0,35	0,16	0,14	0,29	0,36	0,44	0,80	0,18	0,94	1,13
Piso assistencial	-0,48	0,16	-0,32	0,15	0,20	0,35	0,14	0,11	0,25	0,36	0,44	0,80	0,16	0,92	1,08

TABELA 11B

Dívida atuarial em diversos cenários de reforma: piso previdenciário constante – crescimento do PIB: 3,5% – taxa de desconto: 3,0%

(Valores em números de PIBs de 2005)

Cenários e mudanças paramétricas	RGPS						Loas			RPPS			Total		
	Urbanos			Rurais											
	H	M	Total	H	M	Total	H	M	Total	H	M	Total	H	M	Total
CTE3.5	-0,15	0,27	0,12	0,21	0,24	0,45	0,19	0,22	0,41	0,44	0,51	0,95	0,69	1,24	1,93
Novos entrantes	-0,28	0,17	-0,11	0,21	0,24	0,45	0,19	0,22	0,41	0,44	0,50	0,94	0,55	1,13	1,69
Fim do bônus	-0,28	0,17	-0,11	0,21	0,24	0,45	0,19	0,22	0,41	0,44	0,50	0,94	0,56	1,13	1,69
Idade mínima	-0,47	0,25	-0,22	0,20	0,24	0,45	0,20	0,22	0,42	0,39	0,49	0,88	0,32	1,21	1,53
Aumento de IM	-0,61	0,18	-0,43	0,20	0,24	0,44	0,20	0,23	0,43	0,36	0,47	0,83	0,15	1,11	1,26
Regra p/M	-0,61	0,11	-0,50	0,20	0,24	0,44	0,20	0,23	0,43	0,36	0,44	0,81	0,15	1,02	1,17
Regra p/prof.	-0,61	0,10	-0,51	0,20	0,24	0,44	0,20	0,22	0,43	0,36	0,44	0,80	0,15	1,00	1,15
Regra p/rurais	-0,61	0,10	-0,51	0,18	0,22	0,40	0,20	0,23	0,43	0,36	0,44	0,80	0,13	1,00	1,12
Idade Loas = 70	-0,61	0,10	-0,51	0,15	0,21	0,36	0,16	0,14	0,31	0,36	0,44	0,80	0,06	0,89	0,96
Piso assistencial	-0,61	0,10	-0,51	0,15	0,21	0,36	0,14	0,12	0,26	0,36	0,44	0,80	0,04	0,87	0,91

TABELA 11C

Dívida atuarial em diversos cenários de reforma: piso previdenciário constante – crescimento do PIB: 4,0% – taxa de desconto: 3,0%

(Valores em números de PIBs de 2005)

Cenários e mudanças paramétricas	RGPS						Loas			RPPS			Total		
	Urbanos			Rurais											
	H	M	Total	H	M	Total	H	M	Total	H	M	Total	H	M	Total
CTE4.0	-0,25	0,23	-0,03	0,21	0,24	0,46	0,20	0,22	0,42	0,44	0,51	0,95	0,60	1,21	1,80
Novos entrantes	-0,40	0,11	-0,30	0,21	0,24	0,46	0,20	0,23	0,43	0,44	0,50	0,94	0,45	1,08	1,53
Fim do bônus	-0,40	0,10	-0,30	0,21	0,24	0,46	0,20	0,23	0,43	0,44	0,50	0,94	0,45	1,08	1,53
Idade mínima	-0,62	0,20	-0,41	0,21	0,25	0,45	0,21	0,23	0,44	0,39	0,49	0,88	0,19	1,17	1,36
Aumento de IM	-0,77	0,12	-0,65	0,20	0,24	0,44	0,21	0,23	0,44	0,36	0,47	0,83	0,01	1,06	1,07
Regra p/M	-0,77	0,04	-0,73	0,20	0,24	0,44	0,21	0,23	0,44	0,36	0,44	0,81	0,01	0,96	0,97
Regra p/prof.	-0,77	0,04	-0,73	0,20	0,24	0,44	0,21	0,23	0,44	0,36	0,44	0,80	0,00	0,95	0,96
Regra p/rurais	-0,77	0,04	-0,73	0,18	0,23	0,41	0,21	0,23	0,44	0,36	0,44	0,80	-0,02	0,94	0,93
Idade Loas = 70	-0,77	0,04	-0,73	0,15	0,21	0,36	0,17	0,15	0,32	0,36	0,44	0,80	-0,08	0,84	0,76
Piso assistencial	-0,77	0,04	-0,73	0,15	0,21	0,36	0,15	0,12	0,28	0,36	0,44	0,80	-0,11	0,82	0,71

- eliminação gradual do bônus de 5 anos para as mulheres e os professores no cálculo do fator previdenciário;

- adoção da idade mínima de 60 anos para os homens e 55 para as mulheres em 2010;

- aumento gradual da idade mínima a partir de 2010, conservando-se o diferencial de 5 anos para as mulheres;

- redução gradual da diferença no tempo de contribuição em favor das mulheres até 2 anos, nos termos do quadro 1;

- eliminação gradual da diferença no tempo de contribuição em favor dos professores;

- eliminação gradual da diferença de idade em favor dos aposentados rurais; e

- adoção do piso assistencial de 75% para as novas concessões no caso dos benefícios assistenciais.

Os resultados obtidos até aqui foram muito úteis para avaliar a magnitude do impacto de cada medida, bem como do conjunto das medidas. Essas informações são muito importantes, tanto para a avaliação fiscal da reforma em si, como para

TABELA 12A

Dívida atuarial em diversos cenários de reforma: piso previdenciário constante – crescimento do PIB: 3,0% – taxa de desconto: 4,0%

(Valores em números de PIBs de 2005)

Cenários e mudanças paramétricas	RGPS						Loas			RPPS			Total		
	Urbanos			Rurais			H	M	Total	H	M	Total	H	M	Total
	H	M	Total	H	M	Total									
CTE3.0	-0,06	0,27	0,21	0,17	0,20	0,37	0,14	0,16	0,31	0,37	0,42	0,78	0,61	1,06	1,67
Novos entrantes	-0,14	0,21	0,07	0,17	0,20	0,37	0,14	0,17	0,31	0,36	0,41	0,78	0,54	0,99	1,53
Fim do bônus	-0,14	0,21	0,07	0,17	0,20	0,37	0,14	0,17	0,31	0,37	0,41	0,78	0,54	0,99	1,53
Idade mínima	-0,30	0,25	-0,05	0,16	0,20	0,37	0,15	0,17	0,32	0,33	0,40	0,73	0,34	1,02	1,36
Aumento de IM	-0,38	0,20	-0,19	0,16	0,20	0,36	0,15	0,17	0,32	0,31	0,38	0,69	0,23	0,95	1,18
Regra p/M	-0,39	0,15	-0,24	0,16	0,20	0,36	0,15	0,17	0,32	0,31	0,36	0,67	0,23	0,88	1,11
Regra p/prof.	-0,39	0,14	-0,24	0,16	0,20	0,36	0,15	0,17	0,32	0,30	0,36	0,67	0,23	0,88	1,10
Regra p/rurais	-0,39	0,15	-0,24	0,14	0,19	0,33	0,15	0,17	0,32	0,30	0,36	0,67	0,21	0,87	1,08
Idade Loas = 70	-0,38	0,15	-0,24	0,12	0,18	0,30	0,12	0,11	0,23	0,30	0,36	0,67	0,16	0,79	0,96
Piso assistencial	-0,39	0,15	-0,24	0,12	0,18	0,30	0,11	0,09	0,20	0,30	0,36	0,66	0,15	0,78	0,92

TABELA 12B

Dívida atuarial em diversos cenários de reforma: piso previdenciário constante – crescimento do PIB: 3,5% – taxa de desconto: 4,0%

(Valores em números de PIBs de 2005)

Cenários e mudanças paramétricas	RGPS						Loas			RPPS			Total		
	Urbanos			Rurais			H	M	Total	H	M	Total	H	M	Total
	H	M	Total	H	M	Total									
CTE3.5	-0,13	0,24	0,11	0,17	0,20	0,37	0,15	0,17	0,31	0,37	0,42	0,78	0,55	1,03	1,58
Novos entrantes	-0,22	0,17	-0,05	0,17	0,21	0,37	0,15	0,17	0,32	0,37	0,41	0,78	0,47	0,96	1,42
Fim do bônus	-0,21	0,17	-0,05	0,17	0,21	0,37	0,15	0,17	0,32	0,37	0,41	0,78	0,47	0,96	1,43
Idade mínima	-0,39	0,22	-0,17	0,16	0,21	0,37	0,15	0,17	0,33	0,33	0,40	0,73	0,26	0,99	1,26
Aumento de IM	-0,48	0,16	-0,32	0,16	0,21	0,36	0,16	0,17	0,33	0,31	0,38	0,69	0,14	0,92	1,06
Regra p/M	-0,48	0,11	-0,38	0,16	0,20	0,36	0,16	0,17	0,33	0,31	0,36	0,67	0,14	0,85	0,99
Regra p/prof.	-0,48	0,10	-0,38	0,16	0,20	0,36	0,16	0,17	0,33	0,31	0,36	0,67	0,14	0,84	0,98
Regra p/rurais	-0,49	0,11	-0,38	0,14	0,19	0,34	0,16	0,17	0,33	0,30	0,36	0,67	0,12	0,84	0,95
Idade Loas = 70	-0,48	0,11	-0,38	0,12	0,18	0,30	0,13	0,11	0,24	0,31	0,36	0,67	0,07	0,76	0,83
Piso assistencial	-0,49	0,11	-0,38	0,12	0,18	0,30	0,11	0,09	0,21	0,30	0,36	0,67	0,05	0,74	0,80

TABELA 12C

Dívida atuarial em diversos cenários de reforma: piso previdenciário constante – crescimento do PIB: 4,0% – taxa de desconto: 4,0%

(Valores em números de PIBs de 2005)

Cenários e mudanças paramétricas	RGPS						Loas			RPPS			Total		
	Urbanos			Rurais											
	H	M	Total	H	M	Total	H	M	Total	H	M	Total	H	M	Total
CTE4.0	-0,21	0,21	0,00	0,17	0,21	0,38	0,15	0,17	0,32	0,37	0,42	0,78	0,49	1,00	1,49
Novos entrantes	-0,31	0,12	-0,18	0,17	0,21	0,38	0,15	0,17	0,33	0,37	0,41	0,78	0,39	0,92	1,31
Fim do bônus	-0,30	0,12	-0,18	0,17	0,21	0,38	0,15	0,17	0,33	0,37	0,41	0,78	0,39	0,92	1,31
Idade Mínima	-0,49	0,18	-0,31	0,17	0,21	0,38	0,16	0,18	0,34	0,33	0,40	0,73	0,16	0,97	1,13
Aumento de IM	-0,60	0,12	-0,48	0,16	0,21	0,37	0,16	0,18	0,34	0,31	0,38	0,69	0,03	0,89	0,92
Regra M	-0,60	0,06	-0,54	0,16	0,21	0,37	0,16	0,18	0,34	0,31	0,37	0,67	0,03	0,81	0,84
Regra p/prof.	-0,60	0,06	-0,55	0,16	0,21	0,37	0,16	0,18	0,34	0,31	0,36	0,67	0,03	0,80	0,83
Regra p/rurais	-0,60	0,06	-0,54	0,15	0,19	0,34	0,16	0,18	0,34	0,31	0,36	0,67	0,01	0,80	0,81
Idade Loas = 70	-0,60	0,06	-0,54	0,12	0,18	0,31	0,13	0,11	0,25	0,31	0,36	0,67	-0,04	0,72	0,68
Piso assistencial	-0,60	0,06	-0,54	0,12	0,18	0,31	0,12	0,10	0,22	0,31	0,36	0,67	-0,05	0,70	0,65

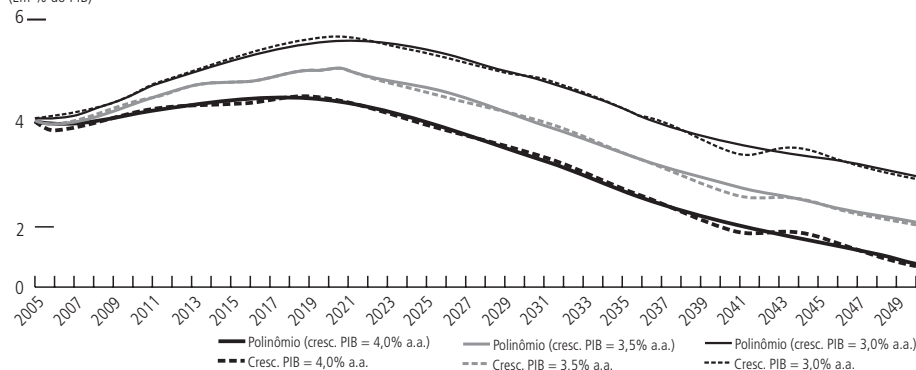
a avaliação política dos possíveis encaminhamentos de uma eventual proposta de reforma. Para possibilitar a comparação das diferentes opções, até aqui apresentamos todos os resultados como múltiplos ou submúltiplos de um valor estático, o PIB de 2005. Agora podemos dar um passo a mais e avaliar o comportamento dos fluxos nos diferentes cenários ao longo do tempo. Para tanto, utilizamos os mesmos dados, mas, em vez de trazer os fluxos a valor presente, calculamos cada valor anual em termos do PIB estimado para os respectivos anos. Os resultados são apresentados na forma de gráficos, que passamos a comentar agora.

No primeiro deles (gráfico 5), apresenta-se o déficit da previdência social supondo que não haverá nenhuma mudança. Os pontos do gráfico representam a diferença entre os gastos com benefícios e a arrecadação sobre a folha de salários, expressos em porcentagem do PIB do respectivo ano. As três hipóteses de taxas de crescimento do PIB estão contempladas, e o resultado indica que nos próximos 15 anos, até 2022, o déficit crescerá para algo como 4,5% a 5,5% do PIB, dependendo do cenário. A partir daí, o déficit cairá continuamente, para quaisquer das três hipóteses de crescimento do PIB, e chegará a algo entre 1,5% e 3,0% do PIB, ao final do período, em 2050. Isso tudo sob a hipótese de valores constantes do piso previdenciário, após 2010. As nossas projeções mostram, assim, uma situação bastante preocupante, caso as regras permaneçam como são hoje.

GRÁFICO 5

Déficit anual da previdência social – SM constante – 2005-2050

(Em % do PIB)



Podemos agora apresentar os resultados de nossas simulações para o déficit anual, calculado para cada uma das combinações de taxas de crescimento do piso previdenciário e da taxa de crescimento do PIB. Isso é feito por meio dos gráficos 6, 7 e 8, nos quais o PIB cresce a 3%, 3,5% e 4% a.a., respectivamente. Em cada um dos gráficos, foram construídas 11 curvas, que incorporam sucessivamente o impacto adicional de cada medida examinada. A primeira curva representa o déficit anual se não for feita nenhuma reforma e se o piso previdenciário continuar crescendo a taxas iguais à do crescimento do PIB, depois de 2010. Na segunda curva o piso cresce a taxas iguais à da renda *per capita*. Na terceira curva, o piso permanece constante em termos reais, depois de 2010. Nas curvas de número 4 a 11, é mantida essa hipótese e são adotadas sucessivamente as medidas descritas nas seções anteriores. Os gráficos mostram que as medidas de maior impacto na redução do déficit são as que criam uma idade mínima para a aposentadoria e que o impacto

GRÁFICO 6

Déficit anual da previdência social: taxa de crescimento do PIB = 3% a.a. – 2005-2050

(Em % do PIB)

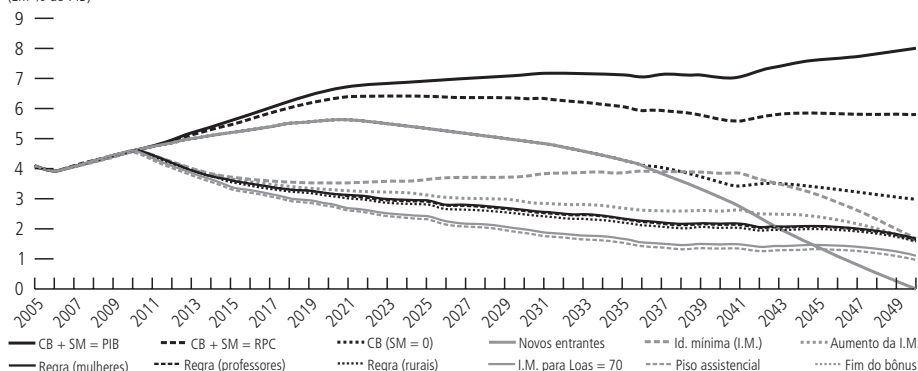


GRÁFICO 7

Déficit anual da previdência social: taxa de crescimento do PIB = 3,5% a.a. – 2005-2050

(Em % do PIB)

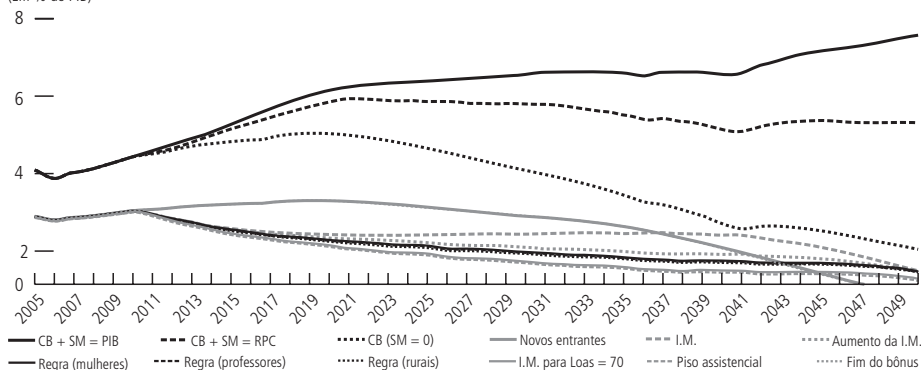
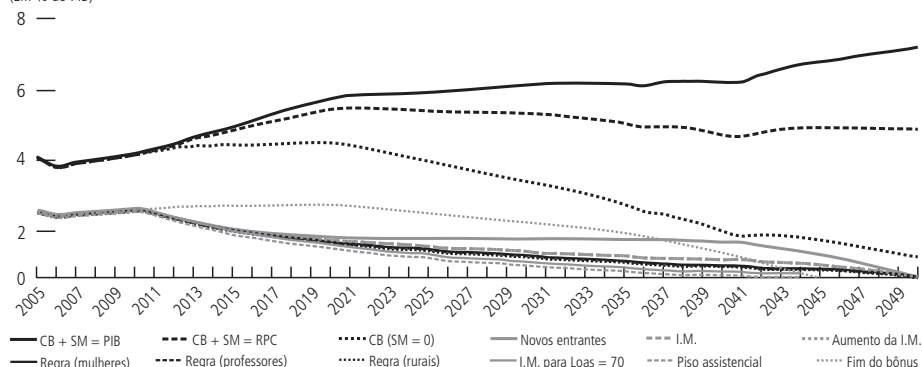


GRÁFICO 8

Déficit anual da previdência social: taxa de crescimento do PIB = 4% a.a. – 2005-2050

(Em % do PIB)



é tanto maior quanto mais elevada for a idade mínima. Os três gráficos indicam também que a continuidade dos aumentos reais para o piso previdenciário após 2011 faria crescer o déficit para proporções do PIB na casa de dois dígitos, situação claramente insustentável. Os resultados fiscais da reforma demoram a aparecer, e esse fato deveria motivar a urgência da decisão política de fazê-la.

7 CONCLUSÕES

A justificativa para a adoção de regras mais duras de aposentadoria guarda certa relação com a literatura em defesa de regras fiscais. Estas são defendidas com o argumento de que “se a sociedade exibe preferências dinamicamente inconsistentes em relação à política fiscal, sempre preferindo um déficit público maior no presente em relação ao que teria escolhido em períodos anteriores, então regras fiscais

podem prover um mecanismo para limitar a discricionariedade de futuras deliberações orçamentárias” (POTERBA, 1996, p. 9-10, tradução nossa). Um raciocínio similar se aplica ao conjunto de regras de aposentadoria: na ausência de uma determinação que seja imposta aos indivíduos, o risco que se corre é de que eles não saibam avaliar corretamente os efeitos de longo prazo das suas ações.

O que na maioria das sociedades vale para os indivíduos é válido para a sociedade como um todo. Da mesma forma que até os regimes liberais determinam um percentual compulsório de aposentadoria – como no sistema chileno de aposentadoria, por exemplo – por temer que o cálculo individual, se a contribuição fosse voluntária, não permitisse gerar uma poupança consistente com as aspirações individuais no momento da aposentadoria, o Brasil precisa fazer com que as regras de aposentadoria se tornem mais rígidas, porque a sociedade não está percebendo a inconsistência das políticas que têm sido defendidas pela opinião pública. As pesquisas de opinião revelam que a maioria das pessoas vê com receio mudanças nas regras de aposentadoria, gostaria de conservar o *status quo*, defende a política de aumento do SM e reivindica, ao mesmo tempo, uma queda da carga tributária, sem deixar, naturalmente, de aspirar a que o país tenha um crescimento maior, o que tende a estar correlacionado a um maior investimento público. O problema é que, na ausência de uma reforma previdenciária, a continuidade das pressões resultantes da benevolência da nossa legislação acerca das aposentadorias e da generosidade dos reajustes do piso previdenciário tenderá a fazer com que esses objetivos sejam inconsistentes entre si.

No seu amplo estudo sobre reformas previdenciárias em um vasto conjunto de países, feito no âmbito do Banco Mundial, Holzmann e Hinz concluem que “indivíduos podem ter um horizonte de planejamento de curto prazo e, portanto, tendo liberdade para decidir por si mesmos, podem acumular uma poupança insuficiente para a sua aposentadoria. O resultado de um horizonte de planejamento insuficiente ou de uma elevada taxa individual de desconto intertemporal pode ser a miopia” (HOLZMANN; HINZ, 2005, p. 40, tradução nossa).²¹

A mesma lógica aplica-se ao que está acontecendo no Brasil com o sistema previdenciário. O fato de que a despesa do INSS tenha passado de 2,5% do PIB em 1988 – ano, na época, da nova Constituição – para mais de 7% do PIB em 2006, sem que a liderança política do país, a mídia e a opinião pública em geral coloquem esse problema no topo das suas prioridades, é um caso paradigmático de miopia coletiva. O resultado disso é que um contingente expressivo de indivíduos continua se aposentando muito cedo e que dois de cada três aposentados que ganham o piso continuam tendo aumentos reais significativos dos seus rendimentos ano após ano. Trata-se de uma escolha social, tão legítima como qualquer outra.

21. Uma abordagem teórica para esse ponto pode ser vista em Veall (1986).

Entretanto, é inescapável a conclusão de que se trata também de um modelo de política intrinsecamente associado às causas do medíocre crescimento da economia nos últimos 20 anos. Como dizia um colega estrangeiro, ao conhecer as características e a generosidade do sistema previdenciário brasileiro, contrastando com as prioridades de outros países que apostam pesadamente na formação de recursos humanos, na juventude, na educação e no papel do investimento público, “é como se vocês estivessem fazendo um investimento no passado”. A frase não poderia ser mais precisa.

Uma reforma previdenciária no Brasil tem de enfrentar três grandes desafios. O primeiro é o de convencer as pessoas das classes mais favorecidas, que arcam com o maior ônus da carga tributária e contribuem por mais tempo para o sistema, que elas terão de permanecer mais tempo como contribuintes do sistema para fazer jus à aposentadoria, assim como ocorre na maioria dos países. Nesse sentido, o princípio da idade mínima aplicada às aposentadorias por tempo de contribuição deverá ser parte integrante do “cardápio” de medidas que, mais cedo ou mais tarde, o país precisará adotar. O “público-alvo” dessa “pedagogia da reforma previdenciária” deverá ser a classe média.

O segundo desafio é o de explicar para os atuais 2/3 de beneficiários de programas previdenciários ou assistenciais que recebem 1 SM, que o país não pode conviver permanentemente com aumentos da remuneração básica dos aposentados de mais de 5% a.a., como os que temos visto nos últimos 13 anos, sob pena de que a carga tributária escale para 40% do PIB e sepulte qualquer aspiração nacional a intensificar a velocidade de crescimento da economia. O objetivo futuro associado a esse segmento da população será preservar os seus rendimentos protegidos da inflação, mas sem novos aumentos reais da remuneração. São mais de 15 milhões de pessoas, ou seja, provavelmente algo em torno de 25 milhões a 30 milhões de indivíduos direta ou indiretamente afetados por essas políticas – considerando os parentes próximos – e que, sendo também eleitores, representam um *case* de economia política a ser enfrentado para viabilizar essa mudança em relação às regras praticadas nos últimos anos.

Finalmente, o terceiro desafio está voltado à separação conceitual, de agora em diante, do que seja um benefício previdenciário *vis-à-vis* o benefício assistencial. A tabela 13 permite aferir com clareza as distorções existentes no Brasil pelas características da nossa legislação. O país concede o benefício assistencial da Loas aos 65 anos de idade, que se soma ao fato de que o benefício rural – em boa parte de caráter também assistencial – é concedido aos 60 anos aos homens e aos 55 às mulheres – sendo que 60% do estoque de aposentados rurais são do sexo feminino. A tabela mostra que há outros países com idades de elegibilidade inferiores às do Brasil. O problema é que são países muito pobres, com uma expectativa de vida muito inferior à dos brasileiros e nos quais poucas pessoas chegam aos 65 anos;

TABELA 13

Idade de elegibilidade e valor dos benefícios não sujeitos a contribuição prévia: casos selecionados

País	Idade de elegibilidade	Valor (US\$)	% da população com 65 e +
Argentina	70	153	9,8
Bolívia	65	20	4,4
Botswana	65	24	2,2
Chile	70	60	7,3
Índia	65	2	5,0
Namíbia	60	26	3,8
Uruguai	70	90	12,6

Fonte: Holzmann e Hinz (2005, p. 174). O valor em dólares do benefício refere-se a diferentes anos. Para a proporção da população com idade igual ou superior a 65 anos, Banco Mundial (2004, tabela 2.1).

além disso, o benefício assistencial é muito modesto – US\$ 20 a US\$ 30 por mês, por exemplo. Já no caso brasileiro, com uma cotação de R\$/US\$ 2,00, o piso assistencial de R\$ 380 corresponde a US\$ 190/mês, o que nos coloca em um nível do benefício assistencial de países como Argentina ou Uruguai – onde, adicionalmente, ele é concedido aos 70 e não aos 65 anos.

Portanto, no *menu* de reformas que terão de constar da agenda nacional quando entrar em pauta o tema de uma terceira reforma previdenciária – que suceda às de FHC e de Lula de 2003 –, precisará ser incluído o princípio de que as regras de acesso aos benefícios previdenciário e assistencial terão de ser diferentes entre si, privilegiando – tanto no valor quanto na idade – a situação de quem contribuiu para o sistema durante anos. Isso corresponderá a adotar os incentivos adequados para, entre outras coisas, contribuir para o aumento da formalização no mercado de trabalho.

Neste trabalho analisamos os impactos fiscais de um conjunto de medidas que poderiam compor uma reforma paramétrica da previdência social. Utilizamos a base de dados da Pnad de 2005 para projetar rendimentos, contribuições e benefícios de cada indivíduo da amostra. Essa metodologia tem a vantagem de permitir que mudanças nas regras de concessão de benefícios sejam introduzidas na base de dados e incorporadas nas trajetórias de vida de cada indivíduo. Nossas simulações incluíram três cenários de crescimento do PIB e três possibilidades de políticas de aumentos no piso previdenciário. Nos nove cenários incorporamos a política recentemente adotada para o SM, que prevê aumentos reais iguais ao crescimento do PIB de dois anos antes, até 2011.

Nossas simulações indicam que o valor presente da dívida atuarial no cenário básico é equivalente a 2 PIBs de 2005. O cenário básico inclui um crescimento de 3,5% a.a. para o PIB e a manutenção do valor real do piso previdenciário, após 2011. A dívida atuarial é muito sensível a variações no piso previdenciário. O crescimento do PIB em torno de 4% a.a. somente seria consistente com a redução do déficit previdenciário na hipótese de manutenção do valor real do piso previdenciário. Não examinamos cenários com taxas de crescimento do PIB acima de 4%, pois tais taxas dificilmente seriam sustentáveis por 30 ou 40 anos, dadas as atuais restrições fiscais. Os resultados apontam para a importância da interrupção do crescimento real do piso previdenciário, na próxima década, se quisermos alcançar algum equilíbrio na previdência social no futuro.

Examinamos também os impactos fiscais de mudanças paramétricas. Reunimos indicações de que os maiores impactos viriam da adoção de uma idade mínima para a aposentadoria, inicialmente aos 60 anos, a qual seria gradualmente aumentada até atingir 64 anos. A adoção da idade de 67 anos para os novos entrantes no mercado de trabalho também teria grande impacto. Seriam importantes a adoção da idade mínima de 70 anos para a concessão da Loas e a redução de 25% no valor desse benefício.

Esse conjunto de mudanças paramétricas mais a manutenção do valor real do piso previdenciário após 2011 poderiam reduzir o valor presente da dívida atuarial do período 2005-2050 dos atuais 2 PIBs de 2005 para algo entre 0,65 a 1,09 PIB daquele ano, dependendo do comportamento do PIB e da taxa de desconto utilizada. Sob a ótica dos fluxos anuais futuros, as medidas aqui propostas poderiam reduzir o déficit do atual nível de 4% a 5% do PIB para algo entre 1,5% a 3% do PIB, por volta do ano 2050.

ABSTRACT

This paper simulates the effects of parametric reforms in the pension system, and the main results are: a) the present value of the implicit debt is equivalent to 1,9 GDPs of the year 2005; b) interruption of real increases in the value of minimum pension benefit from 2011 on would reduce the implicit debt; c) parametric measures could reduce the actuarial debt to about 40% to 60% of its present levels; d) measures of greater impact would be the establishment of a minimum required age of 65 for the new workers, as well as the gradual increase for 64 years, for the current workers; e) increasing the required age for Loas and reducing the value of it to 75% of the basic benefit for future concessions would have important fiscal impacts.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, L. E.; FERNANDES, R. Uma estimativa dos aspectos distributivos da previdência social no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 3, 2005.
- AFONSO, L. E.; ZYLBERSTAJN, H.; SOUZA, A. P. Mudanças na previdência social: uma avaliação dos efeitos de reformas paramétricas no RGPS. *Revista Economia*, Selecta, 2006.

- BANCO MUNDIAL. *World development indicators*. Washington, D.C., 2004.
- BARROS, R. P. de; CARVALHO, M. de; FRANCO, S. *A efetividade do salário mínimo como um instrumento para reduzir a pobreza no Brasil*. Ipea, 2006 (Boletim de Conjuntura, n. 74).
- BELTRÃO, K. I.; PINHEIRO, S. S. *Brazilian population and the social security system: reform alternatives*. Ipea, 2005 (Texto para discussão, n. 1.067).
- CBO. Congressional Budget Office. *Projecting labor force participation and earnings in CBO's long-term microsimulation model*. The Congress of the United States, 2006 (Background paper).
- CECHIN, J. *Livro branco da previdência social*. Ministério da Previdência e Assistência Social, 2002.
- DELGADO, G.; QUERINO, A. C.; RANGEL, L.; STIVALI, M. *Avaliação de resultados da Lei do Fator Previdenciário (1999-2004)*. Ipea, 2006 (Texto para discussão, n. 1.161).
- FELDSTEIN, M. Social security, induced retirement and aggregate capital accumulation. *Journal of Political Economy*, v. 82, n. 5, 1974.
- FERREIRA, C. R. Aposentadorias e distribuição da renda no Brasil: uma nota sobre o período 1981 a 2001. *Revista Brasileira de Economia*, v. 60, n. 3, 2006.
- FERREIRA, S. G. Social security reforms under an open economy: the Brazilian case. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 3, 2004.
- GIAMBIAGI, F.; ALÉM, A. C.; PASTORIZA, F. A aposentadoria por tempo de serviço no Brasil: estimativa do subsídio recebido pelos seus beneficiários. *Revista Brasileira de Economia*, v. 52, n. 1, 1998.
- GIAMBIAGI, F.; MENDONÇA, J. L. O.; BELTRÃO, K.; ARDEO, V. Diagnóstico da previdência social no Brasil: o que foi feito e o que falta reformar? *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 34, n. 3, 2004.
- GILL, I. S.; PACKARD, T.; YERMO, J. *Keeping the promise of social security in Latin America*. Washington: Stanford University Press/The World Bank, 2005.
- HOLZMANN, R.; HINZ, R. *Old-age income support in the 21st century*. Washington, D.C.: World Bank, 2005.
- IBGE. *Estimativas de projeção da população – revisão 2004*. Projeções 1980-2050. Disponível em: <ftp://ftp.ibge.gov.br/Estimativas_Projecoes_Populacao/Revisao_2004_Projecoes_1980_2050/, 2005>.
- MACHADO, N. *Discurso para o Ministro da Previdência Social Nelson Machado*. Disponível em: <http://www.previdencia.gov.br/agprev/docs/discurso-forum-nacional- prev. pdf, 2007>.
- MPS. Ministério da Previdência Social. *Anuário Estatístico da Previdência Social*, 2004.
- . Previdência do setor público. *Boletim Estatístico da Previdência Social*, v. 9, n. 12, tabelas 10 e 19, dez. 2005.
- OLIVEIRA, J. de C.; ALBUQUERQUE, F. R. P. de C.; LINS, I. B. *Projeção da população do Brasil por sexo e idade para o período 1980-2050 – revisão 2004*. Metodologia e resultados. Estimativas anuais e mensais da população do Brasil e das unidades da federação: 1980–2020. Metodologia. Estimativas das populações municipais. Metodologia. Diretoria de pesquisas – DPE. Coordenação de População e Indicadores Sociais (Copis), 2004.
- ORNELAS, W.; VIEIRA, S. P. As novas regras da previdência social. *Conjuntura Econômica*, v. 53, n. 11, 1999.

PINHEIRO, A. C.; GIAMBIAGI, F. *Rompendo o marasmo – a retomada do desenvolvimento no Brasil*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

PINHEIRO, V. Reforma da previdência: uma perspectiva comparada. In: GIAMBIAGI, F.; REIS, J. G.; URANI, A. *Reformas no Brasil: balanço e agenda*. Rio de Janeiro: Nova Fronteira, 2004.

POTERBA, J. *Do budget rules work*. 1996 (NBER Working Paper, 5.550).

STEPHANES, R. *Reforma da previdência sem segredos*. Rio de Janeiro: Record, 1998.

SOUZA, A. P.; ZYLBERSTAJN, H.; AFONSO, L. E.; FLORI, P. M. Impactos fiscais da reforma de 2003 no sistema de previdência social brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 36, n. 1, 2006.

STIGLITZ, J. E. *Economics of the public sector*. 3ª ed. New York: W.W. Norton, 2000.

TAFNER, P. (Ed.). *Brasil, o estado de uma nação*. Rio de Janeiro: Ipea, 2006.

VEALL, M. R. Public pensions as optimal social contracts. *Journal of Public Economics*, v. 31, n. 2, 1986.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introductory econometrics: a modern approach*. Australia; Cincinnati, Ohio: South-Western College Publication, 2002.

(Originais recebidos em abril de 2007. Revistos em junho de 2007.)

IMPACTOS DE APOSENTADORIAS E PENSÕES SOBRE A EDUCAÇÃO E A PARTICIPAÇÃO DOS JOVENS NA FORÇA DE TRABALHO

Maurício Cortez Reis*

José Márcio Camargo**

Os rendimentos com aposentadorias e pensões representam uma parcela importante da renda de muitos domicílios no Brasil. Argumentamos neste artigo que os valores relativamente elevados desses benefícios, ao aumentarem a renda domiciliar *per capita*, podem influenciar as decisões dos jovens moradores dos domicílios quanto a trabalhar e estudar. De acordo com os resultados encontrados, aumentos na renda domiciliar provenientes de aposentadorias e pensões reduzem a taxa de participação dos jovens na força de trabalho. Os resultados também indicam que essa redução na participação está associada a um aumento na proporção de jovens estudando, assim como a um aumento na probabilidade de que os jovens não estejam estudando nem participando do mercado de trabalho.

1 INTRODUÇÃO

Na literatura econômica podem ser encontradas diversas evidências de que aumentos na renda não provenientes do trabalho oferecem incentivos para os trabalhadores reduzirem a participação na força de trabalho ou as horas trabalhadas.¹ Aposentadorias e pensões são as principais fontes de renda não-trabalho no Brasil, representando uma parcela significativa da renda total dos domicílios. Dessa forma, as aposentadorias e pensões podem influenciar não apenas o comportamento dos indivíduos que recebem diretamente esses benefícios, mas também as decisões de oferta de trabalho de todos os demais integrantes do domicílio, através de transferências intradomiciliares. A alocação dos rendimentos com aposentadorias e pensões para jovens ou crianças do domicílio pode ser também um incentivo para que eles permaneçam na escola, tanto pelos custos diretos da educação quanto pela redução do custo de oportunidade de estudar.

Em 2003, o valor médio das aposentadorias no Brasil era de R\$ 670, bastante semelhante à média dos rendimentos do trabalho, R\$ 710, e mais de duas vezes maior do que a média dos rendimentos do trabalho dos jovens com idade entre 15 e 21 anos, que era cerca de R\$ 300. Além do valor médio bem elevado, as aposentadorias têm uma alta cobertura. Em 2003, por exemplo, mais de 1/5 dos domicílios tinham pelo menos um integrante recebendo renda de aposentadoria. A renda

* Pesquisador da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do Ipea.

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

1. Ver Pencavel (1986), Killingsworth e Heckman (1996), Fucks, Krueger e Poterba (1998) e Krueger e Meyer (2002), entre vários outros.

média com pensões era cerca de R\$ 500 em 2003, e em torno de 10% dos domicílios tinham pelo menos um pensionista.

Os sistemas de aposentadorias e pensões no Brasil têm características que devem ser importantes para determinar tanto o comportamento da pessoa que recebe o benefício quanto dos demais indivíduos morando no mesmo domicílio. Em primeiro lugar, os valores dos benefícios são bastante elevados, sendo possível que o indivíduo se aposente recebendo o valor integral dos seus rendimentos como benefício.² Além disso, a indexação das aposentadorias e pensões ao salário mínimo (SM) tem levado a aumentos nesses benefícios bem acima dos experimentados pelos rendimentos do trabalho desde o início da década de 1990. Segundo, os indivíduos que recebem rendimentos de aposentadorias praticamente não têm nenhuma restrição quanto à participação no mercado de trabalho, sendo possível acumular as duas fontes de rendimentos, provenientes dos benefícios e do trabalho. O mesmo é válido para o sistema de pensões, sendo permitido que o mesmo indivíduo receba rendimentos do trabalho, de aposentadoria e de pensão.³ Sendo assim, aposentadorias e pensões não apenas representam importantes fontes de renda para uma proporção significativa de domicílios, como não parecem apresentar uma conexão muito estreita com as condições do mercado de trabalho. Supondo-se que uma parcela desses benefícios seja transferida para outras pessoas do domicílio, um aumento nas aposentadorias e pensões pode influenciar as escolhas dos jovens quanto a participar do mercado de trabalho assim como quanto a estudar.⁴

Uma redução da participação dos jovens na força de trabalho não é necessariamente um resultado indesejado. Se a queda na taxa de participação estiver acompanhada de um aumento na proporção de jovens estudando, isso deve levar a uma força de trabalho mais escolarizada. Nesse caso, rendas mais altas decorrentes de aposentadorias e pensões podem ter um impacto positivo sobre o nível de produtividade no futuro, ao oferecer incentivos para o investimento em capital humano, especialmente para os indivíduos com restrição de liquidez. No entanto, benefícios elevados também podem ter efeitos negativos em termos do nível de produção se induzirem os jovens a aumentarem o tempo de lazer em vez de permanecerem na escola, reduzindo a participação na força de trabalho sem investimento em capital humano.

2. Como no caso dos funcionários públicos, embora em 2003 tenha sido eliminado o direito à aposentadoria integral para os novos funcionários públicos. Essa situação também é possível para trabalhadores do setor privado que tenham atingido o teto das aposentadorias, correspondente a cerca de 8 SMs.

3. Por exemplo, 19,7% dos aposentados recebiam rendimentos do trabalho e 7,7% eram pensionistas em 2003.

4. Para que o argumento proposto no artigo se verifique é fundamental que ocorra uma realocação intradomiciliar dos recursos recebidos pelos aposentados ou pensionistas. Para uma análise de questões relacionadas a decisões de alocação intradomiciliar ver Chiappori (1988), Browning e Chiappori (1998), Thomas (1990), Bourguignon e Chiappori (1992) e Browning, Bourguignon, Chiappori e Lachene (1994). Thomas (1990) analisa o caso do Brasil em particular.

O objetivo deste artigo é estimar os efeitos de rendimentos com aposentadorias e pensões no domicílio sobre as decisões dos jovens moradores desses domicílios quanto à educação e à oferta de trabalho. A análise empírica é implementada com base em dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2003, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A partir da Pnad, temos informações sobre 41.047 indivíduos com idade entre 15 e 21 anos, morando em áreas urbanas. Para cada um desses indivíduos é computada a renda *per capita* do seu domicílio, proveniente de aposentadorias ou pensões recebidas por um ou mais dos seus membros. A análise empírica consiste em estimar como essas rendas influenciam as probabilidades dos jovens quanto a participarem do mercado de trabalho e freqüentarem a escola. De acordo com as evidências obtidas, os rendimentos com aposentadorias e pensões reduzem a participação dos jovens. Os resultados também mostram que esses benefícios estão relacionados com uma proporção maior de jovens estudando, o que é um efeito positivo, embora as evidências também apontem para um aumento na proporção de jovens que não estudam nem participam do mercado de trabalho.

Essas evidências são consistentes com outros resultados encontrados na literatura, mostrando que rendas com aposentadorias e pensões influenciam as decisões de outras pessoas no domicílio. Diversos artigos analisam os impactos das pensões para idosos na África do Sul, a partir da expansão do programa para a população negra no início dos anos 1990. O valor médio dessas pensões correspondia a mais de duas vezes a mediana da renda domiciliar *per capita* dos negros. Os benefícios foram concedidos aos negros basicamente pelo critério de idade, segundo o qual homens com 65 anos ou mais e mulheres com 60 anos ou mais eram considerados elegíveis.⁵ Bertrand, Mullainathan e Miller (2003) argumentam que as pensões na África do Sul reduziram a oferta de trabalho dos adultos. Para Ardington, Case e Hosegood (2007), por outro lado, as pensões permitiram aos trabalhadores pobres das áreas rurais migrarem para as áreas urbanas, onde podiam obter melhores empregos. Outros resultados mostram que os recursos provenientes do programa de pensão na África do Sul tiveram impactos positivos sobre as crianças. Edmonds (2006) encontra evidências de que o aumento da renda domiciliar proporcionado pelas pensões reduziu o trabalho infantil e aumentou a freqüência à escola.

Evidências para o Brasil, apresentadas por Carvalho-Filho (2005), mostram que a concessão de aposentadorias aos trabalhadores rurais em 1992 diminuiu a taxa de participação no mercado de trabalho e aumentou a matrícula escolar das crianças com idade entre 10 e 14 anos. Conclusão semelhante é obtida por Kruger, Soares e Berhelon (2006), que, também com base em dados da Pnad, apresentam

5. Exceto nos casos em que as pessoas já recebessem rendas acima de um determinado valor. Para os negros esse limite não era alcançado na grande maioria dos casos. Ver Case e Deaton (1998) e Duflo (2003) para detalhes do programa.

evidências de que aumentos na riqueza dos domicílios no Brasil levam a uma menor taxa de trabalho infantil, assim como contribuem para aumentar a frequência escolar.

O artigo está organizado da seguinte forma: a seção 2 descreve brevemente os sistemas de aposentadorias e pensões no Brasil; os dados utilizados na análise empírica são apresentados na seção 3, e a seção 4 descreve a abordagem empírica. Na seção 5 são mostrados e comentados os resultados relacionando-se decisões de participação e de educação com rendimentos provenientes de aposentadorias e de pensões dos domicílios. As principais conclusões do trabalho são apresentadas na seção 6.

2 APOSENTADORIAS E PENSÕES NO BRASIL

Os sistemas de aposentadorias e pensões foram introduzidos no Brasil em 1923. Até 1960 esses sistemas eram privados, e a participação era voluntária e restrita a algumas profissões específicas. A partir de 1960, a cobertura desses benefícios foi ampliada, especialmente após a aprovação da Constituição de 1988. Dez anos depois, alguns pontos relacionados às aposentadorias e pensões foram revisados em outra reforma.

Existem três formas de se obter uma aposentadoria no Brasil: por invalidez, por idade e por tempo de serviço. Homens com 65 anos ou mais e mulheres com pelo menos 60 anos são considerados elegíveis para a aposentadoria por idade. A aposentadoria por tempo de serviço é concedida aos homens com pelo menos 35 anos de trabalho e para as mulheres com 30 anos ou mais de serviços. Até 1998 era possível requerer aposentadoria proporcional a partir dos 30 anos para os homens e dos 25 para as mulheres, além de algumas profissões exigirem um número menor de anos de trabalho para que fosse concedida a aposentadoria. Outra mudança importante foi estabelecida em 1999. Até esse período, o valor do benefício era calculado com base apenas nas contribuições dos 36 meses anteriores à aposentadoria. A partir de 1999, mais períodos foram incorporados no cálculo do benefício.

As regras para aposentadorias e pensões no Brasil são bastante generosas em relação a outros países (TAFNER, 2007). Essa generosidade pode ser verificada, por exemplo, nos critérios de elegibilidade, nos valores desses benefícios em relação ao rendimento médio no mercado de trabalho e nas restrições impostas ao aposentado ou pensionista. Com isso, uma parcela elevada dos domicílios recebe esses benefícios, que representam uma proporção importante da renda domiciliar total.

Pensões são normalmente rendimentos concedidos com o objetivo de sustentar parentes, na maior parte viúvas, de um trabalhador ou de um aposentado que morreu. Nesse último caso, o valor do benefício é igual à aposentadoria. Na primeira situação, a pensão é igual ao benefício a que teria direito o trabalhador

que morreu, dadas as suas contribuições. As regras para o recebimento de pensões no Brasil são extremamente flexíveis, já que não exigem idade mínima do cônjuge, dependência financeira nem carência contributiva, além de a pensão ser vitalícia. Critérios pouco restritivos também são observados para as aposentadorias, que não exigem idade mínima e permitem que um indivíduo participe do mercado de trabalho e receba aposentadoria. É possível que uma mesma pessoa acumule rendimentos do trabalho, de aposentadoria e de pensão. Além disso, a Lei Orgânica da Assistência Social (Loas), aprovada em 1993, aboliu a necessidade de contribuição para a concessão de aposentadoria em alguns casos. Com isso, passaram a ser concedidos benefícios iguais a 1SM (que em 2003 era igual a R\$ 260) a todo cidadão brasileiro com 70 anos ou mais e com renda domiciliar *per capita* inferior a 1/4 do SM. Posteriormente, esse limite de idade foi reduzido para 67 anos e depois para 65 anos.

3 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Neste artigo, são usados dados da Pnad, calculada pelo IBGE, para 2003. A amostra utilizada contém informações sobre 41.047 indivíduos com idade entre 15 e 21 anos, moradores de áreas urbanas.

A Pnad oferece informações sobre participação na força de trabalho e frequência à escola. A pesquisa também tem diversas variáveis relacionadas às características de cada indivíduo, tais como idade, anos completos de escolaridade, gênero, raça, e a região em que reside. Com base na Pnad é possível calcular a renda dos domicílios advinda de aposentadorias, pensões e de diversas outras fontes. Neste artigo, definimos a aposentadoria domiciliar *per capita* como a razão entre a renda com aposentadorias de todos os membros do domicílio e o número de pessoas morando no domicílio. A pensão domiciliar *per capita* é calculada usando um procedimento análogo. Outras variáveis incluídas na análise empírica são: o número de crianças em diferentes faixas etárias (de 0 a 5, de 6 a 10 e de 11 a 14 anos); o número de outros jovens, assim como de adultos (definidos como pessoas com mais de 21 anos) no domicílio; a escolaridade média dos adultos do domicílio; e a renda domiciliar *per capita* proveniente do trabalho e de outras fontes, exceto aposentadorias e pensões. A subseção 3.1 apresenta dados sobre as características dos aposentados e pensionistas e a subseção 3.2 contém informações sobre os jovens com idade entre 15 e 21 anos.

3.1 Aposentados e pensionistas

A tabela 1 mostra algumas estatísticas descritivas sobre os aposentados e pensionistas no Brasil, de acordo com a Pnad de 2003.⁶ Nota-se que a média das aposentadorias

6. Benefícios recebidos através da Loas não devem ser reportados como aposentadorias ou pensões na Pnad, mas em outro item juntamente com aplicações financeiras. É provável, no entanto, que muitos indivíduos reportem os benefícios da Loas como aposentadoria.

TABELA 1

Estatísticas descritivas: aposentados e pensionistas

	Aposentados	Pensionistas
Escolaridade média	4,92	4,39
Mulheres (%)	45,1	91,2
Taxa de participação na força de trabalho (%)	21,7	23,7
Taxa de desemprego (%)	5,7	12,3
Rendimento médio com aposentadorias (R\$)	669,5	-
Rendimento médio com pensões (R\$)	-	492,7
Proporção morando em domicílio com pelo menos 1 jovem com idade entre 15 e 21 anos	22,6	28,8
Distribuição etária (%)		
Menos de 40 anos	2,8	12,0
40 e 49	6,6	14,1
50 e 54	8,7	9,3
55 e 59	12,3	10,3
60 e 64	15,6	11,2
65 e 69	17,6	11,9
70 e 74	15,9	12,0
Mais de 74	20,6	19,2

Fonte: Pnad de 2003.

é R\$ 670. Esse valor é próximo da média dos rendimentos no mercado de trabalho, que é R\$ 710. O valor médio das pensões é cerca de R\$ 500. Deve-se ressaltar ainda que a escolaridade média dos aposentados e pensionistas é inferior a 5 anos, ou seja, 2,5 anos menor do que a escolaridade média da força de trabalho no Brasil.⁷

Como mostra a tabela 1, as mulheres correspondem a 45% dos aposentados. Já entre os pensionistas, as mulheres representam 90% do total. Vinte e dois por cento dos aposentados participam do mercado de trabalho, a maior parte empregada. A taxa de desemprego para os aposentados é de apenas 5,7%. Vinte e quatro por cento dos pensionistas participam da força de trabalho, mas para esse grupo a

7. Aposentados e pensionistas são membros de coortes mais antigas, e o nível educacional vem aumentando significativamente para as coortes mais novas no Brasil.

taxa de desemprego é de 12,3%. A tabela 1 mostra também que 23% dos indivíduos aposentados moram em domicílios com pelo menos um jovem com idade entre 15 e 21 anos. Entre os pensionistas essa proporção aumenta para 29%.

A tabela 1 apresenta a distribuição etária dos aposentados e pensionistas. Um fato interessante é que cerca de 50% dos aposentados têm menos de 65 anos, e cerca de 20% têm menos de 55 anos. Os pensionistas são, em média, ainda mais jovens do que os aposentados. Em torno de 57% dos pensionistas têm menos de 65 anos.

3.2 Os jovens

Na tabela 2, são mostradas algumas informações dos jovens relacionadas às escolhas educacionais, ao desempenho no mercado de trabalho, às características individuais e à renda domiciliar. A coluna (1) apresenta evidências para a amostra total. Já a coluna (2) mostra os resultados para os jovens em domicílios sem renda proveniente de aposentadorias ou pensões. Na coluna (3) são apresentadas evidências para os jovens em domicílios com pelo menos um integrante recebendo aposentadoria, enquanto na coluna seguinte são adicionados a esses últimos os domicílios com pelo menos um pensionista.

Com base nos dados da Pnad, os jovens podem ser classificados em 4 grupos. No primeiro grupo estão aqueles que apenas participam do mercado de trabalho; o segundo grupo é representado pelos que estão estudando e participando; aqueles que estão apenas estudando formam o terceiro grupo; e, finalmente, o quarto grupo é representado pelos que não estudam nem participam da força de trabalho.

De acordo com a tabela 2, em torno de 50% dos jovens com idade entre 15 e 21 anos participavam do mercado de trabalho em 2003. Metade desses estava apenas participando, enquanto a outra metade se encontrava participando e estudando. Trinta e cinco por cento dos jovens apenas estudavam em 2003, e 12% não estudavam nem participavam. Nos domicílios com um aposentado ou pensionista eram menores as proporções de indivíduos jovens apenas participando ou nem participando nem estudando, do que nos domicílios que não recebiam esses benefícios. Já as parcelas de jovens apenas estudando ou estudando e participando eram maiores nos domicílios com um aposentado ou pensionista.

A média do rendimento domiciliar *per capita* para a amostra total é de R\$ 328. Na coluna (2) esse valor é de R\$ 305, mas considerando-se apenas os domicílios com pelo menos um aposentado, o rendimento domiciliar *per capita* aumenta para R\$ 437, sendo igual a R\$ 405 quando são adicionados os domicílios com pensionistas na coluna (4). Para domicílios sem aposentados ou pensionistas, a maior parte dos rendimentos vem de remunerações do trabalho. Esse quadro é bem diferente nas colunas (3) e (4), onde os rendimentos com aposentadorias e

TABELA 2

Estatísticas descritivas: jovens com idade entre 15 e 21 anos

	Amostra total	Domicílio sem aposentados ou pensionistas	Domicílio com renda de aposentadoria	Domicílio com renda de aposentadoria e pensão
Participação e frequência à escola (%)				
a) Indivíduos que apenas participam da força de trabalho	27,32	27,94	24,50	25,28
b) Indivíduos que participam e estudam	25,98	25,58	26,58	27,28
c) Indivíduos que apenas estudam	34,88	34,18	38,68	37,19
d) Indivíduos que não participam nem estudam	11,82	12,30	10,25	10,25
Rendimento domiciliar (R\$)				
Rendimento domiciliar <i>per capita</i>	328,64	305,37	437,09	405,41
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	30,20	-	187,04	129,80
Pensão domiciliar <i>per capita</i>	11,78	-	13,35	50,62
Rendimento do trabalho <i>per capita</i>	269,76	288,15	220,44	209,07
Transferências entre domicílios	3,66	4,24	1,70	1,74
Outras fontes de renda	13,25	12,98	14,56	14,17
Estrutura domiciliar				
Tamanho médio do domicílio	4,26	4,21	4,53	4,40
Número de crianças: 0-5 anos	0,25	0,29	0,09	0,11
Número de crianças: 6-10	0,23	0,24	0,16	0,18
Número de crianças: 11-14	0,32	0,33	0,25	0,26
Número de jovens: 15-21 anos	1,62	1,63	1,58	1,60
Número de adultos: 22-64 anos	1,75	1,70	2,03	1,90
Número de indivíduos: mais de 64 anos	0,09	0,01	0,42	0,35
Características e performance dos jovens no mercado de trabalho				
Anos de escolaridade (média)	8,01	7,96	8,33	8,19
Idade (média)	17,99	17,97	18,13	18,08
Mulheres (%)	49,93	51,43	46,00	44,97
Rendimento médio do trabalho (R\$)	297,94	298,12	301,80	297,32
Taxa de desemprego (%)	26,65	26,42	27,29	27,43

Fonte: Pnad de 2003 para indivíduos com idade entre 15 e 21 anos.

pensões têm uma importância próxima à dos rendimentos do trabalho. Em média, as transferências entre os domicílios e outras fontes de renda representam uma parcela bem pequena dos rendimentos totais do domicílio.

A tabela 2 também apresenta estatísticas relacionadas com a estrutura dos domicílios. O número médio de integrantes de cada domicílio é 4,26. Domicílios com pelo menos um aposentado têm 4,53 membros, em média. Em relação à estrutura etária dos domicílios, a tabela 2 mostra poucas diferenças entre as colunas. O número de crianças com 14 anos ou menos é ligeiramente maior em domicílios sem aposentados ou pensionistas. Por outro lado, o número de adultos com idade entre 22 e 64 anos é maior em domicílios com aposentados ou pensionistas. Não é surpreendente que a mesma evidência seja verificada para a média de pessoas com mais de 64 anos por domicílio. O número médio de jovens com idade entre 15 e 21 anos em cada domicílio é 1,62 para o total da amostra. Para domicílios que não recebem benefícios de aposentadorias ou pensões essa média é de 1,63; e diminui para 1,58 em domicílios com pelo menos um desses benefícios. Essas evidências descritivas, portanto, não parecem indicar que as rendas com aposentadorias e pensões influenciam o arranjo domiciliar dos jovens.⁸ As diferenças dentro do grupo de jovens na composição por gênero, no entanto, indicam que a proporção de homens é maior nos domicílios com pessoas recebendo aposentadorias ou pensões.

Informações sobre a performance dos jovens no mercado de trabalho e sobre suas características individuais também são mostradas na tabela 2. O nível educacional dos jovens é ligeiramente maior nos domicílios com aposentados ou pensionistas, enquanto a idade média é semelhante entre as colunas. Os rendimentos do trabalho para os jovens são bastante parecidos entre os diferentes grupos de domicílios, e apresentam um valor médio muito baixo, em torno de R\$ 300, que é menos da metade da média das aposentadorias. Outra evidência da situação desfavorável dos jovens no mercado de trabalho é a taxa de desemprego extremamente elevada para esse grupo, 26,7% no total. Para os jovens em domicílios com renda de aposentadoria a taxa de desemprego é de 27,3%.

4 ABORDAGEM EMPÍRICA

A análise empírica é baseada na estimação do impacto da renda domiciliar proveniente de aposentadorias e pensões sobre as escolhas dos jovens quanto a participar do mercado de trabalho e a estudar.

8. Conclusão semelhante é obtida regredindo-se o número de indivíduos com idade entre 15 e 21 anos em cada domicílio em variáveis relacionadas a aposentadorias e pensões, controlando para a região de residência, para o nível de educação médio do domicílio, o número de moradores e as características do chefe do domicílio, como idade, raça, gênero e escolaridade.

Primeiramente, a probabilidade de participação na força de trabalho é estimada usando-se um modelo *logit*:

$$P_i = \frac{\exp(X_i' \beta + B_i \gamma)}{1 + \exp(X_i' \beta + B_i \gamma)} \quad (1)$$

onde:

P_i é igual a 1 se o indivíduo i está participando do mercado de trabalho e igual a 0, caso contrário.

X_i é um vetor de características individuais e do domicílio, como: idade, idade ao quadrado, anos de escolaridade, região, raça, gênero, número de crianças e de outros jovens no domicílio, número de adultos com mais de 21 anos no domicílio, renda domiciliar *per capita* e nível médio de educação no domicílio.

B_i é o rendimento *per capita* com aposentadorias e pensões no domicílio do indivíduo i ou uma *dummy* para a presença de aposentados ou pensionistas no domicílio.

Os efeitos marginais de variações em B_i sobre a probabilidade de participação são dados por:

$$\frac{\partial P_i}{\partial B_i} = \frac{\exp(X_i' \beta + B_i \gamma)}{[1 + \exp(X_i' \beta + B_i \gamma)]^2} \gamma \quad (2)$$

Em seguida, são estimados modelos que incluem múltiplas categorias para a variável dependente. Nesse caso, supõe-se que os indivíduos têm quatro opções ($j = 1$ para quem apenas participa da força de trabalho; $j = 2$ para quem apenas estuda; $j = 3$ para quem participa e estuda; e $j = 4$ para quem não participa nem estuda). Essas regressões são estimadas usando-se um modelo *logit* multinomial. A probabilidade de o indivíduo i escolher a alternativa j , em que a opção de apenas participar do mercado de trabalho é usada como referência, é dada por:⁹

9. Uma hipótese importante do modelo multinomial *logit*, que deve ser ressaltada, é que a probabilidade de escolher $j = 2$ em relação a $j = 1$ é independente das alternativas $j = 3$ e $j = 4$.

$$P_{ij} = \frac{\exp(X'_{ij}\beta_j + B_{ij}\gamma_j)}{1 + \sum_{j=2}^4 \exp(X'_{ij}\beta_j + B_{ij}\gamma_j)}, \text{ para } j = 2, 3 \text{ e } 4$$

(3)

$$P_{ij} = \frac{1}{1 + \sum_{j=2}^4 \exp(X'_{ij}\beta_j + B_{ij}\gamma_j)}, \text{ para } j = 1$$

onde:

P_{ij} é a probabilidade de o indivíduo i escolher a alternativa j ; e

β_j é o vetor de coeficientes correspondentes à alternativa j .

Os coeficientes estimados para os grupos $j = 2, 3$ e 4 devem ser interpretados em relação ao grupo de referência. Também são estimadas regressões interagindo a *dummy* para a presença do aposentado ou do pensionista com características desse indivíduo, como idade, gênero, raça, escolaridade e participação no mercado de trabalho.¹⁰ No caso do multinomial *logit*, uma mudança na probabilidade de ser escolhida a alternativa j , em que $j = 2, 3$ ou 4 , em vez de escolher a alternativa $h = 1$ $\left(\frac{P_{ij}}{P_{i1}}, \text{ onde } j = 2, 3 \text{ ou } 4 \right)$, é aproximadamente igual a $\gamma_j \exp(X'_{ij}\beta_j + B_{ij}\gamma_j)$ (ΔB_i) , em que B é uma variável contínua, no caso, a aposentadoria domiciliar *per capita*.

5 RESULTADOS EMPÍRICOS

As evidências empíricas são apresentadas em duas subseções. Primeiramente, são reportados os resultados para a probabilidade de participação. A subseção 5.2 apresenta os resultados do modelo *logit* multinomial para as probabilidades de participação e de frequência escolar.

5.1 Participação na força de trabalho

Na tabela 3 são reportados os resultados estimados para a probabilidade de participação, usando-se um modelo *logit*. Apenas os resultados para as variáveis relacionadas

10. No caso de o domicílio ter mais de uma pessoa recebendo benefícios, as características são definidas para o indivíduo que recebe o benefício mais alto.

TABELA 3

Probabilidade de participação na força de trabalho – modelo *logit*

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	–0,154 (7,10) [–0,038]					
(Aposentadoria + pensão) do domicílio <i>per capita</i>		–0,115 (7,08) [–0,029]				
Dummy para domicílios com um integrante aposentado			–0,34 (9,78) [–0,084]			
Dummy para domicílios com um pensionista ou aposentado				–0,13 (2,96) [–0,032]		
Dummies para o número de aposentados ou pensionistas						
Dummy para domicílios com 1 beneficiado					–0,243 (8,01) [–0,061]	
Dummy para domicílios com pelo menos 2 beneficiados					–0,722 (6,73) [–0,180]	
Dummies para posição na distribuição de aposentadorias e pensões						
Abaixo da mediana						–0,192 (5,71) [–0,048]
Acima da mediana						–0,483 (9,14) [–0,120]
Controles: rendimento domiciliar <i>per capita</i> , características individuais e características do domicílio						
	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Pseudo R^2	0,164	0,163	0,164	0,162	0,164	0,164
Número de observações	41.047	41.047	41.047	41.047	41.047	41.047

Notas: A estatística-*t* está mostrada entre parênteses, enquanto o efeito marginal está entre colchetes. Os coeficientes e os efeitos marginais estão multiplicados por 100 para as variáveis *per capita*. Características individuais: idade, idade², dummies para escolaridade, raça, gênero e região de residência. Características do domicílio: número de crianças (0-5 anos, 6-10 e 11-14), número de outros jovens com idade entre 15 e 21 anos, número de indivíduos com 22 anos ou mais e educação média do domicílio. Características do aposentado: idade, idade², escolaridade, gênero, raça e uma dummy para aposentados que participam do mercado de trabalho.

às aposentadorias e pensões são mostrados, mas as regressões incluem diversos controles para características individuais (idade, gênero, raça e *dummies* para os anos de escolaridade), características do domicílio (número de outros jovens, de crianças em diferentes faixas etárias e educação média do domicílio), e a renda domiciliar *per capita*. Rendimentos do domicílio com aposentadorias (e com pensões nas colunas (2), (4), (5) e (6)) e rendimentos do trabalho recebidos pelo próprio jovem são excluídos do cálculo dessa última variável.

O resultado na coluna (1) mostra que a aposentadoria domiciliar *per capita* tem um impacto negativo e significativo sobre a probabilidade de participação na força de trabalho. Um aumento de R\$ 100 na renda *per capita* do domicílio com aposentadorias reduziria a probabilidade de participação em 3,8 pontos percentuais (p.p.), como mostra o valor entre colchetes referente ao efeito marginal. Conclusões semelhantes são encontradas incluindo-se a renda com pensões na coluna (2), mas, nesse caso, R\$ 100 *per capita* a mais no domicílio reduziriam a probabilidade de participação dos jovens em 2,9 p.p. A coluna (3) mostra que a presença de um aposentado no domicílio reduziria a probabilidade de participação em 8,4 p.p. Já de acordo com o resultado da coluna (4), a presença de um aposentado ou um pensionista faria a participação diminuir em 3,2 p.p. Esse efeito menor na coluna (4) pode ser devido aos rendimentos mais baixos recebidos pelos pensionistas em relação aos aposentados.

A coluna (5) da tabela 3 procura analisar questões relacionadas ao número de aposentados ou pensionistas no domicílio. Para isso, são incluídas duas *dummies*, uma para domicílios com uma pessoa recebendo benefícios, e outra para domicílios com pelo menos dois integrantes recebendo benefícios. A probabilidade de participação é menor para domicílios com um aposentado ou pensionista do que para domicílios que não recebem esses benefícios. Os resultados estimados indicam uma redução na probabilidade de participação de 6,1 p.p. nesse caso. O impacto sobre a redução na probabilidade de participação é ainda mais acentuado quando o domicílio possui dois ou mais integrantes recebendo benefícios. Nessa situação, a queda estimada na probabilidade de participação é de 18,0 p.p. em comparação com domicílios sem aposentados ou pensionistas.

Na coluna (6), os jovens morando em domicílios com aposentados ou pensionistas são divididos em dois grupos, usando-se a posição relativa do domicílio na distribuição desses benefícios. A probabilidade de participação é menor para jovens em domicílios com benefícios de aposentadorias e pensões abaixo da mediana em relação aos jovens que moram em domicílios sem aposentados ou pensionistas. Os resultados também indicam que o efeito sobre a queda na participação é ainda mais intenso para domicílios com rendimentos de aposentadorias e pensões acima da mediana.

Os resultados para as variáveis de controle não são reportados, mas apresentam os impactos esperados, de uma forma geral. Os coeficientes para a idade e a idade ao quadrado são positivos e negativos, respectivamente. A participação na força de trabalho aumenta com o nível de escolaridade, com picos aos 11 e 15 anos de estudo. A variável *dummy* para as mulheres é negativa, enquanto a *dummy* para trabalhadores negros é positiva. Nota-se também que o número de crianças com 5 anos ou menos reduz a participação. Por outro lado, o número de crianças com idade entre 6 e 14 anos, assim como o número de outros jovens no domicílio, aumenta a probabilidade de participação no mercado de trabalho. Além disso, o número de adultos reduz a participação, que também é menor em domicílios com indivíduos mais escolarizados e com uma renda *per capita* mais alta.

Entre os aposentados e pensionistas existem pessoas idosas que podem necessitar de assistência por parte de outros integrantes do domicílio, e dessa maneira influenciar as decisões desses indivíduos quanto à participação no mercado de trabalho. Para procurar captar esse efeito, as regressões nas colunas (1) e (2) da tabela (4) incluem o número de atividades diárias nas quais os aposentados ou pensionistas têm limitações. Foram consideradas as seguintes atividades: *a*) alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro; *b*) correr ou levantar objetos pesados; *c*) empurrar uma mesa; *d*) subir uma ladeira ou uma escada; *e*) abaixar-se, ajoelhar-se ou curvar-se; *f*) andar mais de 1 km; e *g*) andar mais de 100m. Foi considerado limitado o indivíduo que declarou não conseguir desempenhar a atividade ou conseguir somente com muita dificuldade. Essa variável apresenta efeito significativamente negativo na coluna (2), mas de acordo com os resultados, a presença de um aposentado ou pensionista no domicílio continua reduzindo a probabilidade de participação, mesmo com a inclusão das limitações nas atividades diárias do beneficiado.

A tabela 4 mostra também os resultados estimados com as interações entre a *dummy* para a presença de um aposentado ou pensionista no domicílio e as características da pessoa que recebe esse benefício. De acordo com a coluna (3), um aposentado no domicílio reduz a probabilidade de participação dos jovens de forma menos acentuada se o aposentado tem até 8 anos de escolaridade, o que deve implicar um valor mais baixo para a aposentadoria. O efeito da aposentadoria sobre a queda na participação também é muito menor quando o aposentado está participando da força de trabalho. A inclusão dos pensionistas na coluna (4) leva, basicamente, às mesmas conclusões da coluna anterior, exceto pela redução menos acentuada na participação quando o beneficiado é uma mulher. Esse resultado pode se dar pelo fato de os valores mais altos recebidos pelos homens com os benefícios induzirem uma redução maior na participação dos jovens.

TABELA 4

Probabilidade de participação na força de trabalho – modelo *logit*

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 aposentado	–0,317 (8,49) [–0,079]		–0,692 (9,33) [–0,173]	
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado		–0,079 (1,78) [–0,020]		–0,860 (5,68) [–0,215]
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a versus <i>dummy</i> para beneficiado com 60 anos ou +			–0,005 (0,07) [–0,001]	0,068 (0,72) [0,017]
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a versus <i>dummy</i> para benefício recebido por uma mulher			0,082 (1,30) [0,020]	0,316 (2,44) [0,079]
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a versus <i>dummy</i> para beneficiado com menos de 8 anos de escolaridade			0,305 (4,19) [0,076]	0,168 (1,70) [0,042]
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a versus <i>dummy</i> para beneficiado que está participando			0,505 (7,30) [0,126]	0,843 (8,92) [0,210]
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a versus <i>dummy</i> para beneficiado negro			–0,067 (1,45) [–0,017]	0,036 (0,44) [0,009]
Número de restrições nas atividades diárias do aposentado ou pensionista ^a	–0,015 (1,28) [–0,004]	–0,052 (4,78) [–0,013]		
Controles: rendimento domiciliar <i>per capita</i> , características individuais e características do domicílio	Sim	Sim	Sim	Sim
Pseudo R^2	0,164	0,162	0,165	0,164
Número de observações	41.047	41.047	41.047	41.047

Notas: A estatística-*t* está mostrada entre parênteses, enquanto o efeito marginal está entre colchetes. Os coeficientes e os efeitos marginais estão multiplicados por 100 para as variáveis *per capita*. Características individuais: idade, idade², *dummies* para escolaridade, raça, gênero e região de residência. Características do domicílio: número de crianças (0-5 anos, 6-10 e 11-14), número de outros jovens com idade entre 15 e 21 anos, número de indivíduos com 22 anos ou mais e educação média do domicílio. Características do aposentado: idade, idade², escolaridade, gênero, raça e uma *dummy* para aposentados que participam do mercado de trabalho.

^a Na coluna (1) são considerados apenas os aposentados.

5.2 Participação na força de trabalho e frequência à escola

Os indivíduos que não estão participando da força de trabalho podem ser divididos em dois grupos: no primeiro estão aqueles que apenas estudam; no segundo, os que não participam nem estudam. Da mesma maneira, os indivíduos que participam da força de trabalho podem estar somente participando ou participando e estudando. A tabela 5 apresenta os resultados estimados usando-se um modelo *logit* multinomial com escolhas entre essas 4 categorias como variável dependente. Os coeficientes e os efeitos marginais devem ser interpretados em relação ao grupo de referência, que é representado por jovens que apenas participam do mercado de trabalho.

A coluna (1) da tabela 5 mostra que uma aposentadoria *per capita* maior aumenta as probabilidades de o indivíduo estar apenas estudando, estudando e participando e não estar participando nem estudando, em relação a se encontrar somente participando. Aumentando a aposentadoria domiciliar *per capita* em R\$ 100, a probabilidade de estar apenas estudando é 8,6 p.p. mais alta em relação à probabilidade de apenas participar. Da mesma maneira, as probabilidades de estudar e participar e de não desempenhar nenhuma dessas duas atividades aumentam 3,7 p.p. e 3,1 p.p. em comparação com a probabilidade de apenas participar, de acordo com os resultados. As evidências encontradas são semelhantes adicionando-se os rendimentos com pensões na equação (2).

As colunas (3) e (4) da tabela 5 também mostram que jovens que vivem em domicílios com um aposentado ou pensionista têm maior probabilidade de estarem estudando e participando, assim como de estarem apenas estudando, em relação a somente participarem da força de trabalho. Nota-se, além disso, que os coeficientes relacionados à probabilidade de não participar nem estudar são positivos e significativos. Em comparação com a probabilidade de somente participar da força de trabalho, a presença de um aposentado no domicílio, na coluna (3), aumenta as probabilidades de apenas estudar em 12,7 p.p., de estudar e participar em 1,7 p.p. e de não participar e não estudar em 5,9 p.p.

Quanto às variáveis de controle, os resultados (não-reportados) mostram que os coeficientes da idade sobre as probabilidades de o indivíduo estar apenas estudando, estudando e participando ou não se encontrar nem estudando nem participando são negativos, enquanto a idade ao quadrado tem efeitos positivos. Um alto nível educacional reduz a probabilidade de o indivíduo não estudar nem participar, o que é consistente com o argumento de que trabalhadores mais escolarizados têm um custo de oportunidade mais elevado de ficarem fora da força de trabalho. Nos graus completos, parece haver uma saída mais intensa de jovens da escola para o mercado de trabalho. O número de crianças com cinco anos ou menos no domicílio reduz a probabilidade de o jovem estar estudando e aumenta a probabilidade de não participar nem estudar em relação a somente participar. Esses efeitos são revertidos para crianças mais velhas, outros jovens e adultos morando

TABELA 5

Resultados do modelo *logit* multinomial para escolhas entre educação e participação: grupo de referência – indivíduos que apenas participam do mercado de trabalho

Probabilidade de estar apenas estudando	(1)	(2)	(3)	(4)
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,353 (9,78) [0,086]			
(Aposentadoria + pensão) domiciliar <i>per capita</i>		0,289 (10,29) [0,070]		
Dummy para domicílios com 1 integrante aposentado			0,499 (9,38) [0,127]	
Dummy para domicílios com 1 pensionista ou aposentado				0,386 (5,88) [0,091]
Probabilidade de estar estudando e participando				
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,223 (6,15) [0,037]			
(Aposentadoria + pensão) domiciliar <i>per capita</i>		0,191 (6,76) [0,033]		
Dummy para domicílios com 1 integrante aposentado			0,203 (3,92) [0,017]	
Dummy para domicílios com 1 pensionista ou aposentado				0,299 (4,76) [0,057]
Probabilidade de não estar estudando nem participando				
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,145 (3,24) [0,031]			
(Aposentadoria + pensão) domiciliar <i>per capita</i>		0,100 (3,06) [0,024]		

(continua)

(continuação)

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 integrante aposentado			0,387 (6,36) [0,059]	
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado				0,164 (2,20) [0,036]
Controles: rendimento domiciliar <i>per capita</i> , características individuais e do domicílio	Sim	Sim	Sim	Sim
Pseudo R^2	0,253	0,253	0,253	0,251
Número de observações	41.047	41.047	41.047	41.047

Notas: A estatística-*t* está mostrada entre parênteses, enquanto o efeito marginal está entre colchetes. Os coeficientes e os efeitos marginais estão multiplicados por 100 para as variáveis *per capita*. Características individuais: idade, idade², *dummies* para escolaridade, raça, gênero e região de residência. Características do domicílio: número de crianças (0-5 anos, 6-10 e 11-14, número de outros jovens com idade entre 15 e 21 anos, número de indivíduos com 22 anos ou mais e educação média do domicílio. Características do aposentado: idade, idade², escolaridade, gênero, raça e uma *dummy* para aposentados que participam do mercado de trabalho.

no domicílio. Os resultados mostram ainda que uma alta renda domiciliar *per capita* aumenta a probabilidade de o jovem apenas estudar, assim como a probabilidade de não estudar nem participar em relação a participar do mercado de trabalho apenas.

As colunas (1) e (2) da tabela 6 incluem o número de atividades diárias nas quais os aposentados ou pensionistas têm limitações. Para as probabilidades de apenas estudar e de estudar e participar, a inclusão dessa variável altera pouco os resultados. Aposentados ou pensionistas no domicílio com dificuldades nas atividades diárias aumentam a probabilidade de o jovem não estudar e não participar, provavelmente para prestar assistência a essa pessoa com limitações. Mesmo com a inclusão dessa variável, a presença de um aposentado no domicílio aumenta a probabilidade de o jovem não estudar e não participar em relação a apenas participar na coluna (1). Na coluna (2), o coeficiente para a presença de um aposentado ou pensionista não é estatisticamente significativo.

A tabela 6 também apresenta evidências de que o número de indivíduos aposentados ou de pensionistas no domicílio aumenta as probabilidades de o jovem apenas estudar e de não estudar nem participar em comparação com o grupo de referência, como se pode observar na coluna (3). Na coluna (4), os coeficientes das *dummies* para domicílios com renda domiciliar de aposentadorias e pensões abaixo da mediana são positivos e significativos em todas as categorias. Os impactos são ainda mais acentuados para os domicílios posicionados na metade superior da distribuição de rendimentos domiciliares *per capita* com aposentadorias e pensões.

TABELA 6

Resultados do modelo *logit* multinomial para escolhas entre educação e participação: grupo de referência – indivíduos que apenas participam do mercado de trabalho

Probabilidade de estar apenas estudando	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 integrante aposentado ou pensionista ^a	0,493 (8,49) [0,127]	0,334 (4,96) [0,078]		
<i>Dummies</i> para o número de aposentados ou pensionistas				
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 beneficiado			0,478 (10,25) [0,117]	
<i>Dummy</i> para domicílios com pelo menos 2 beneficiados			0,805 (10,64) [0,220]	
<i>Dummies</i> para posição na distribuição de benefícios				
Abaixo da mediana				0,314 (6,25) [0,075]
Acima da mediana				1,047 (12,04) [0,263]
Número de restrições nas atividades diárias do aposentado ou pensionista ^a	0,005 (0,28) [0,000]	0,057 (3,44) [0,014]		
Probabilidade de estar estudando e participando				
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 integrante aposentado ou pensionista ^a	0,197 (3,48) [0,016]	0,280 (4,33) [0,056]		
<i>Dummies</i> para o número de aposentados ou pensionistas				
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 beneficiado			0,279 (6,18) [0,042]	
<i>Dummy</i> para domicílios com pelo menos 2 beneficiados			0,100 (0,64) [-0,041]	
<i>Dummies</i> para posição na distribuição de benefícios				
Abaixo da mediana				0,182 (3,79) [0,025]

(continua)

(continuação)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Acima da mediana				0,591 (6,80) [0,091]
Número de restrições nas atividades diárias do aposentado ou pensionista ^a	0,005 (0,31) [0,052]	0,021 (1,31) [0,001]		
Probabilidade de não estar estudando nem participando				
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 integrante aposentado ou pensionista ^a	0,319 (4,77) [0,052]	0,082 (1,05) [0,026]		
<i>Dummies</i> para o número de aposentados ou pensionistas				
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 beneficiado			0,296 (5,52) [0,051]	
<i>Dummy</i> para domicílios com pelo menos 2 beneficiados			0,751 (4,43) [0,101]	
<i>Dummies</i> para posição na distribuição de benefícios				
Abaixo da mediana				0,305 (5,35) [0,044]
Acima da mediana				0,344 (3,23) [0,082]
Número de restrições nas atividades diárias do aposentado ou pensionista ^a	0,048 (2,49) [0,005]	0,085 (4,63) [0,011]		
Controles: rendimento domiciliar <i>per capita</i> , características individuais e do domicílio	Sim	Sim	Sim	Sim
Pseudo R^2	0,253	0,251	0,252	0,253
Número de observações	41.047	41.047	41.047	41.047

Notas: A estatística-*t* está entre parênteses e o efeito marginal está entre colchetes. Características individuais: idade, idade² *dummies* para escolaridade, raça, gênero e região de residência. Características do domicílio: número de crianças (0-5 anos, 6-10 e 11-14), número de outros jovens com idade entre 15 e 21 anos, número de indivíduos com 22 anos ou mais e educação média do domicílio. Características do aposentado: idade, idade², escolaridade, gênero, raça e uma *dummy* para aposentados que participam do mercado de trabalho.

^a Na coluna (1) são considerados apenas os aposentados.

A tabela 7 mostra as regressões com interações entre a *dummy* para a presença de um aposentado ou pensionista e as características desse indivíduo. De acordo com os resultados na equação (1), a probabilidade de o jovem apenas estudar em relação a somente participar do mercado de trabalho é maior com a presença de um aposentado, mas diminui caso esse aposentado tenha baixa escolaridade ou esteja participando da força de trabalho. Incluindo-se os pensionistas na segunda equação, o efeito da aposentadoria também é menor quando uma mulher é a beneficiada, mas é ampliado quando a pessoa que recebe o benefício tem 60 anos ou mais. Na equação (1), a probabilidade de estudar e participar em relação a apenas participar aumenta quando o aposentado está participando e diminui quando tem baixa escolaridade. Na equação (2), nota-se que a probabilidade de o jovem estar estudando e participando é maior quando o beneficiado tem 60 anos ou mais e menor quando o aposentado ou pensionista tem baixa escolaridade. A presença de um aposentado no domicílio aumenta a probabilidade de o indivíduo não estudar e não participar, mas esse efeito é amenizado se esse aposentado participa do mercado de trabalho. Resultado semelhante é obtido na equação (2) com a inclusão dos pensionistas. Ainda na segunda equação, aposentados ou pensionistas mais velhos e do sexo feminino também reduzem o impacto dos benefícios sobre a probabilidade de o jovem não estar estudando nem participando da força de trabalho.

As evidências empíricas apresentadas nesta subseção, portanto, indicam que um aumento na renda domiciliar com aposentadorias e pensões influencia o comportamento dos jovens de maneira significativa. Em domicílios com rendimentos domiciliares advindos de aposentadorias e pensões, a probabilidade de participação no mercado de trabalho dos jovens com idade entre 15 e 21 anos é menor do que em domicílios que não recebem rendimentos desses benefícios. Essa queda na taxa de participação parece estar associada a aumentos tanto na probabilidade de os jovens estarem estudando quanto na probabilidade de não participarem nem estudarem.¹¹

Como poucas restrições são impostas aos aposentados ou pensionistas, os resultados poderiam ser estendidos a aumentos na renda domiciliar de formal geral. O sistema permite, por exemplo, que a pessoa acumule rendimentos de aposentadorias e pensões com rendimentos do trabalho. Algumas ressalvas devem ser feitas, porém, já que para os funcionários públicos, por exemplo, a pessoa precisa retornar ao mercado de trabalho em um novo emprego, o que pode fazer com que a aposentadoria não implique necessariamente um aumento proporcional

11. Pode-se argumentar que os jovens mais determinados tenderiam a deixar o domicílio dos familiares mais cedo, com maior propensão a participarem do mercado de trabalho. Entretanto, as evidências encontradas nesta subseção não são alteradas incluindo uma *dummy* para jovens que são chefes ou cônjuges ou mesmo excluindo esses indivíduos das regressões.

TABELA 7

**Resultados do modelo *logit* multinomial para escolhas entre educação e participação:
grupo de referência – indivíduos que apenas participam do mercado de trabalho**

Probabilidade de estar apenas estudando	(1)			(2)		
	Coefi- ciente	Erro- padrão	Efeito marginal	Coefi- ciente	Erro- padrão	Efeito marginal
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 aposentado	1,052	8,62	0,277			
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado				1,358	5,74	0,333
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a versus <i>dummy</i> para beneficiado com 60 anos ou +	0,049	0,5	0,014	0,252	1,77	0,066
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a versus <i>dummy</i> para benefício recebido por uma mulher	-0,074	0,75	-0,024	-0,335	1,73	-0,077
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a versus <i>dummy</i> para beneficiado com menos de 8 anos de escolaridade	-0,644	5,41	-0,166	-0,463	2,85	-0,114
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a versus <i>dummy</i> para beneficiado que está participando	-0,354	3,33	-0,112	-0,873	6,26	-0,237
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a versus <i>dummy</i> para beneficiado negro	0,034	0,49	0,009	-0,183	1,43	-0,048
Probabilidade de estar estudando e participando						
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 aposentado	0,378	3,1	0,024			
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado				0,703	3,01	0,087
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a versus <i>dummy</i> para beneficiado com 60 anos ou +	0,023	0,24	0,004	0,238	1,74	0,058
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a versus <i>dummy</i> para benefício recebido por 1 mulher	0,035	0,36	0,017	-0,156	0,83	-0,011

(continua)

continuação)

	(1)			(2)		
	Coef.	Erro-padrão	Ef. marginal	Coef.	Erro-padrão	Ef. marginal
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a <i>versus dummy</i> para beneficiado com menos de 8 anos de escolaridade	-0,335	2,82	-0,049	-0,311	1,95	-0,055
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a <i>versus dummy</i> para beneficiado que está participando	0,197	1,93	0,091	-0,101	0,78	0,049
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a <i>versus dummy</i> para beneficiado negro	-0,020	0,3	-0,011	-0,114	0,94	-0,021
Probabilidade de não estar estudando nem participando						
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 aposentado	0,587	3,98	0,100			
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado				1,185	4,18	0,177
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a <i>versus dummy</i> para beneficiado com 60 anos ou +	-0,062	0,56	-0,004	-0,404	2,36	-0,025
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a <i>versus dummy</i> para benefício recebido por 1 mulher	-0,064	0,57	-0,008	-0,622	2,89	-0,075
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a <i>versus dummy</i> para beneficiado com menos de 8 anos de escolaridade	-0,126	0,85	-0,041	-0,125	0,62	-0,035
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a x <i>dummy</i> para beneficiado que está participando	-0,489	3,67	-0,053	-0,965	5,64	-0,124
<i>Dummy</i> para domicílios com 1 pensionista ou aposentado ^a <i>versus dummy</i> para beneficiado negro	0,132	1,7	0,013	0,073	0,49	-0,002
Controles: rendimento domiciliar <i>per capita</i> , características individuais e características do domicílio	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Pseudo R^2	0,254			0,253		
Número de observações	41,047			41,047		

^a Na equação (1) são considerados apenas os aposentados.

Notas: Características individuais: idade, idade², *dummies* para escolaridade, raça, gênero e região de residência. Características do domicílio: número de crianças (0-5 anos, 6-10 e 11-14), número de outros jovens com idade entre 15 e 21 anos, número de indivíduos com 22 anos ou mais e educação média do domicílio. Características do aposentado: idade, idade², escolaridade, gênero, raça e uma *dummy* para aposentados que participam do mercado de trabalho.

nos rendimentos. Além disso, os benefícios das aposentadorias não são totalmente desvinculados de contribuições prévias, que podem ser relacionadas com as características dos beneficiados que influenciam as decisões dos jovens moradores do domicílio. Não necessariamente os efeitos de aumentos nos rendimentos domiciliares sobre as decisões dos jovens são independentes da origem dos recursos. Um resultado interessante encontrado é que o impacto das aposentadorias e pensões sobre as decisões dos jovens é mais acentuado do que o efeito da renda domiciliar *per capita* de outras fontes. Talvez porque os indivíduos atribuam uma incerteza menor aos rendimentos provenientes de aposentadorias e pensões do que os advindos do mercado de trabalho, ou simplesmente porque os recursos são distribuídos entre os integrantes do domicílio de forma diferente, dependendo da fonte desses recursos.

6 CONCLUSÕES

Para muitos domicílios no Brasil, os benefícios com aposentadorias e pensões representam uma importante fonte de renda. Neste artigo, investigamos como a renda domiciliar recebida por um aposentado ou pensionista pode influenciar decisões relacionadas com a oferta de trabalho e a frequência à escola de indivíduos jovens morando nesses domicílios.

De acordo com as evidências empíricas encontradas, uma elevada renda domiciliar *per capita* proveniente de aposentadorias e pensões reduz a probabilidade de participação na força de trabalho dos jovens com idade entre 15 e 21 anos. Permitindo múltiplas escolhas para os indivíduos, os resultados mostram que um aumento na renda domiciliar com aposentadorias e pensões aumenta a probabilidade de o jovem estar estudando ou estudando e participando em relação a se encontrar somente participando do mercado de trabalho. Dessa forma, aposentadorias e pensões parecem ter um efeito positivo sobre a acumulação de capital humano. Entretanto, os resultados também indicam um efeito negativo desses benefícios. Maiores aposentadorias e pensões parecem aumentar a proporção de jovens que não estudam nem participam da força de trabalho em comparação com os que apenas participam.

As evidências mostram que, apesar do elevado retorno à escolaridade no Brasil, existe uma proporção considerável de jovens fora da escola. Os resultados estimados neste artigo sugerem que parte desse efeito se deve à presença de restrição de liquidez. Quando a renda do domicílio aumenta, vários desses jovens procuram investir em educação. Para os indivíduos que atribuem um valor elevado ao lazer ou têm uma alta taxa de desconto, um aumento na renda domiciliar pode ter consequências indesejáveis em termos do nível de produção. Nesse caso, é possível que a renda domiciliar com aposentadorias e pensões ofereça um incentivo para a redução da taxa de participação, diminuindo o nível de produção. Os resultados

indicam, porém, que aposentadorias e pensões têm impactos mais acentuados sobre a probabilidade de os jovens frequentarem a escola do que sobre a probabilidade de não participarem do mercado de trabalho nem estudarem.

ABSTRACT

For many households in Brazil, a significant share of the income is provided by retirement or pension. We argue in this paper that the high level of income provided by these types of benefits in Brazil could have consequences on young persons' decision about whether to work, and also on their decision about being at school. The empirical evidence suggests that household income from retirement and pension reduces the labor force participation rate of young workers. Also, the results indicate that this reduction in the participation rate is associated with both higher proportions of young individuals studying and higher proportions of individuals neither studying nor participating in the labor market.

REFERÊNCIAS

- ARDINGTON, C.; CASE, A.; HOSEGOOD, V. *Labor supply responses to large social transfers: longitudinal evidence from South Africa*. 2007. Mimeo.
- BERTRAND, M.; MULLAINATHAN, S.; MILLER, D. Public policy and extended families: evidence from pensions in South Africa. *The World Bank Economic Review*, v. 17, n.1, 2003.
- BOURGUIGNON, F.; CHIAPPORI, P. Collective models of household behavior, an introduction. *European Economic Review*, v. 36, 1992.
- BROWNING, M.; CHIAPPORI, P. Efficient intra-household allocations: a general characterization and empirical tests. *Econometrica*, v. 66, Nov. 1998.
- BROWNING, M.; BOURGUIGNON, F.; CHIAPPORI, P.; LACHENE, V. Income and outcome: a structural model of intra-household allocation. *Journal of Political Economy*, v. 102, 1994.
- CASE, A.; DEATON, A. Large cash transfers to the elderly in South Africa. *The Economic Journal*, v. 108, Sep. 1998.
- CARVALHO-FILHO, I. *Household income as a determinant of child labor and school enrollment in Brazil: evidence from a social security reform*. 2005. Mimeo.
- CHIAPPORI, P. Rational household labor supply. *Econometrica*, v. 56, Jan. 1988.
- DUFLO, E. Grandmothers and granddaughters: the effects of old age pension on child health in South Africa. *World Bank Economic Review*, v. 17, n.1, 2003.
- EDMONDS, E. Child labor and schooling responses to anticipated income in South Africa. *Journal of Development Economics*, 2006. Forthcoming.
- FUCKS, V.; KRUEGER, A.; POTERBA, J. Economists' views about parameters, values and policies: survey results in labor and public economics. *Journal of Economic Literature*, v. 36, n. 3, 1998.
- KILLINGSWORTH, M.; HECKMAN, J. Labor supply of women: a survey. In: ASHENFELTER, O.; LAYARD, R. (Eds.). *Handbook of Labor Economics*, 1986. v. 1.
- KRUGER, D.; SOARES, R.; BERTHELON, M. *Household choices of child labor and schooling: a simple structural model with application to Brazil*. 2006. Mimeo.

KRUEGER, A.; MEYER, B. Labor supply effects of social insurance. In: AUERBACH, A.; FELDSTEIN, M. (Eds.). *Handbook of Public Economics*, 2002. v. 2.

PENCARVEL, J. Labor supply of men: a survey. In: ASHENFELTER, O.; LAYARD, R. (Eds.). *Handbook of Labor Economics*, 1986. v. 1.

TAFNER, P. Simulando o desempenho do sistema previdenciário: seus efeitos sobre a pobreza sob mudanças nas regras de pensão e aposentadoria. In: TAFNER, P.; GIAMBIAGI, F. (Orgs.). *Previdência no Brasil: debates, dilemas e escolhas*. Rio de Janeiro: Ipea, 2007.

THOMAS, D. Intra-household resource allocation: an inferential approach. *The Journal of Human Resources*, v. 25, n. 4, 1990.

(Originais recebidos em março de 2007. Revistos em julho de 2007.)

CREDIBILIDADE DO REGIME DE METAS PARA INFLAÇÃO NO BRASIL *

Helder Ferreira de Mendonça**

Gustavo José de Guimarães e Souza***

Este artigo faz uma análise empírica da relação entre credibilidade e administração das taxas de juros para a política monetária no Brasil depois da introdução do regime de metas para inflação. A relação entre a credibilidade (medida por diversos índices) e a taxa de juros referencial para a política monetária é verificada sob duas perspectivas: a meta estabelecida pelo Comitê de Política Monetária (Copom) do Banco Central do Brasil (Bacen) e a taxa prevalecente no mercado financeiro. Os resultados obtidos confirmam a hipótese de que uma credibilidade mais elevada exige menores variações nas taxas de juros para o controle da inflação depois da adoção do regime de metas de inflação.

1 INTRODUÇÃO

Ao longo da década de 1990 consolidou-se o argumento de que a política monetária deve ter como objetivo principal a busca da estabilidade de preços. Além disso, a necessidade de encontrar mecanismos que evitem a manifestação do problema de inconsistência temporal tornou fundamental a análise do papel da credibilidade na condução da política monetária. O cerne da argumentação é de que um aumento na credibilidade do Bacen contribui para um incremento na credibilidade da política monetária, isto é, a probabilidade de – na opinião do público – a política ser executada com êxito (DRAZEN, 2000).

Em conformidade com a idéia supracitada, desde a implementação das metas para inflação na Nova Zelândia em março de 1990, diversos países passaram a empregar esse regime monetário. Garcia (2004) identifica três grupos de países quanto aos motivos para a adoção do regime de metas para inflação. O primeiro grupo (representado por Austrália, Canadá, México e Nova Zelândia) adotou o regime visando à melhoria do desempenho econômico por meio de uma política monetária crível. O segundo grupo (constituído por Chile e Israel) optou pela adoção das metas para inflação como âncora nominal em alternativa à utilização de bandas cambiais. O terceiro grupo (formado por Brasil, Inglaterra e Suécia) teve por objetivo recuperar a credibilidade depois que a incidência de choques levou ao abandono da âncora cambial.

* Agradecemos os profícuos comentários de dois pareceristas anônimos. As possíveis omissões ou imprecisões são de inteira responsabilidade dos autores.

** Professor da Universidade Federal Fluminense e pesquisador do CNPq.

*** Assessor do Banco do Brasil.

A adoção das metas para inflação no Brasil se deveu, principalmente, à necessidade de uma âncora para as expectativas dos agentes econômicos depois da mudança do regime cambial em janeiro de 1999. Os efeitos negativos provocados pela crise asiática (1997) e pela crise russa (1998) levaram a uma substancial redução da entrada do fluxo de capitais em razão da debilidade do quadro macroeconômico (maior parte da dívida pública concentrada no curto prazo, déficit em transações correntes, economia entrando em recessão etc.). Como consequência, o Brasil foi forçado a abandonar o sistema de *crawling peg*, e o risco de perda de controle sobre a inflação tornou-se considerável devido à forte desvalorização da moeda. Logo, diante da impossibilidade do uso da taxa de câmbio e de agregados monetários como âncoras devido às restrições impostas pelo ambiente macroeconômico, o Conselho Monetário Nacional (CMN) optou por instituir o regime de metas para inflação em junho de 1999.

Em geral, a adoção dessas metas tem como principal característica estabilizar os preços, fazendo com que as expectativas de inflação dos agentes econômicos converjam para a meta anunciada. Devido ao papel fundamental que as expectativas do público desempenham nesse sistema, a reputação e a credibilidade tornam-se fatores indispensáveis para o sucesso desse regime monetário. Assim, medir a credibilidade da política monetária se faz relevante na condução de um regime de metas para inflação.

Nos últimos anos, levando em consideração o argumento apresentado por Agénor e Taylor (1993) e Svensson (2000) de que séries de expectativas de inflação poderiam ser utilizadas na elaboração de índices de credibilidade, a literatura tem apresentado alguns avanços. Sob essa perspectiva, o presente artigo examina a credibilidade da política monetária no Brasil a partir do advento do sistema de metas para inflação em junho de 1999 (calculada por meio de sete índices) e a sua relação com a taxa de juros básica da economia.¹

Além desta introdução, o artigo é composto de mais quatro seções. A segunda seção descreve os índices de credibilidade utilizados neste estudo. A terceira realiza uma análise dos índices para o caso da economia brasileira. A quarta seção apresenta evidência empírica entre credibilidade e inflação levando em conta a taxa de juros. Por último, é apresentada a conclusão.

2 ÍNDICES DE CREDIBILIDADE

Esta seção tem por finalidade apresentar os sete índices de credibilidade utilizados neste estudo. Três desses índices estão presentes na literatura (CECCHETTI; KRAUSE,

1. A relação entre a credibilidade e a taxa de juro referencial para a política monetária é verificada sob duas perspectivas: a meta estabelecida pelo Copom e a taxa prevalecente no mercado financeiro.

2002; SICSÚ, 2002; MENDONÇA, 2002, 2004, 2006) e baseiam-se na idéia de que a credibilidade “is defined as negatively related to the distance between the private sector’s inflation expectations and the bank’s announced inflation target” (FAUST; SVENSSON, 1998, p. 26). Assim, qualquer desvio das expectativas em relação ao centro da meta é considerado perda de credibilidade. Além dessas medidas de credibilidade, é apresentado um índice que leva em conta os desvios em relação aos intervalos admitidos para a flutuação da inflação em relação à meta central, e ainda outros três índices derivados de uma nova proposta de mensuração da credibilidade via reputação.

Cecchetti e Krause (2002) formularam um índice para mensuração da credibilidade (IC_{CK}) que considera a diferença entre a inflação esperada e a meta. Esse índice varia de 0 (nenhuma credibilidade) a 1 (credibilidade total). Caso a inflação esperada $E(\pi)$ seja menor ou igual à meta (π_t), configura-se o extremo máximo de credibilidade.² À medida que a inflação esperada se distancia da meta, o índice decresce linearmente até atingir o valor 0, no qual a inflação esperada é igual ou maior a 20% ao ano (a.a.).³ Logo:

$$IC_{CK} = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } E(\pi) \leq \pi_t \\ 1 - \frac{1}{0,2 - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] & \text{se } \pi_t < E(\pi) < 20\% \\ 0 & \text{se } E(\pi) \geq 20\% \end{array} \right\} \quad (1)$$

Em paralelo ao índice proposto por Cecchetti e Krause (2002), Sicsú (2002) sugeriu um índice para medir a credibilidade das metas para inflação no Brasil (IC_s) que está em conformidade com a definição de credibilidade feita por Cukierman e Meltzer (1986, p. 1.108): “The absolute value of the difference between the policymaker’s plans and the public’s beliefs about those plans”. Originalmente, o IC_s apresenta variação entre $]-\infty ; 100]$, mas, para manter coerência com os

2. Inflação esperada é representada pela expectativa de inflação geralmente fornecida pelos bancos centrais que adotam o regime de meta para a inflação.

3. Os formuladores desse índice acreditam que uma inflação esperada superior a 20% inviabiliza o controle sobre a inflação por parte da autoridade monetária.

demais índices apresentados neste trabalho, os resultados do índice foram divididos por 100, isto é,

$$IC_s = \left\{ \frac{\left[100 - \left(\frac{100}{\pi_{t \text{ Max}}^* - \pi_t} |E(\pi) - \pi_t| \right) \right]}{100} \right\} \quad (2)$$

A credibilidade é máxima caso a inflação esperada seja igual à meta central e reduz-se à medida que se desvia desta. Caso a inflação esperada seja maior que o limite superior da meta ($\pi_{t \text{ Max}}^*$) ou menor que o limite inferior, a credibilidade será negativa (supõem-se limites simétricos). A credibilidade zero ocorrerá quando a expectativa coincidir com o valor de qualquer um dos limites.

Com o objetivo de eliminar os possíveis problemas na interpretação de um índice que pode tender a infinito, Mendonça (2002, 2004, 2006) elaborou uma nova versão do índice de credibilidade anterior (IC_M). As modificações realizadas fizeram com que o índice passasse a ter uma escala finita e variação entre 0 e 1. Assim,

$$IC_M = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } E(\pi) = \pi_t \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] & \text{se } \pi_{t \text{ Min}}^* < E(\pi) < \pi_{t \text{ Max}}^* \\ 0 & \text{se } E(\pi) \geq \pi_{t \text{ Max}}^* \text{ ou } E(\pi) \leq \pi_{t \text{ Min}}^* \end{array} \right\} \quad (3)$$

O IC_M revela credibilidade máxima quando a inflação esperada é igual à meta central, e diminui de forma linear ao aproximar-se do limite superior ou do inferior. Quando a inflação esperada ultrapassa (ou iguala) o limite (superior ou inferior), a credibilidade torna-se nula ($IC_M = 0$).

Uma conhecida causa para o possível insucesso na obtenção das metas de inflação refere-se ao controle imperfeito que a autoridade monetária tem sobre a taxa de inflação.⁴ Como forma de contornar esse problema, a adoção de bandas

4. Um exemplo de que o Bacen não possui controle perfeito sobre a inflação refere-se ao fato de que os preços livres são resultantes de decisões descentralizadas dos agentes privados, de modo algum controláveis pela autoridade monetária.

tem sido realizada, conferindo maior flexibilidade à condução da política monetária, elevando a transparência e eliminando a necessidade de justificar pequenos desvios da meta central (BRUNILLA; LAHDENPERÄ, 1995). Assim, pressupondo agentes dotados de expectativas racionais, acredita-se que é demasiadamente rigorosa a punição com perda de credibilidade pelo afastamento da inflação esperada em relação à meta central, porém entre os limites da banda. Logo, a perda da credibilidade ocorre quando os agentes esperam que o Bacen não seja capaz de conduzir a inflação para o intervalo combinado *a priori*.

Com base no mesmo arcabouço teórico para a mensuração de credibilidade via expectativas de inflação contido nos índices anteriores, propõe-se uma variação na estrutura do IC_{CK} . No caso de a expectativa de inflação situar-se entre o limite superior ($\pi_{t\ Max}^*$) e o limite inferior ($\pi_{t\ Min}^*$), a credibilidade medida pelo novo índice (IC_A) é total. A justificativa advém do fato de que o compromisso da autoridade monetária consiste em convergir a inflação para dentro do intervalo combinado e não para um valor pontual.⁵ Nessa estrutura, a ausência de credibilidade ocorre em dois momentos: *a*) quando a expectativa atinge/supera os 20% a.a.; ou *b*) quando a expectativa é nula/negativa. Ademais, quando a expectativa de inflação encontra-se entre o $\pi_{t\ Max}^*$ e 20% a.a. ou entre o $\pi_{t\ Min}^*$ e 0% a.a., a credibilidade varia entre]0, 1[. Portanto, a perda de credibilidade no IC_A ocorre para qualquer desvio da inflação em relação ao intervalo esperado, e não apenas para os desvios positivos. Assim,

$$IC_A = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } \pi_{t\ Min}^* \leq E(\pi) \leq \pi_{t\ Max}^* \\ 1 - \frac{1}{0,2 - \pi_{t\ Max}^*} [E(\pi) - \pi_{t\ Max}^*] & \text{se } \pi_{t\ Max}^* < E(\pi) < 20\% \\ 1 - \frac{1}{\pi_{t\ Min}^*} [E(\pi) - \pi_{t\ Min}^*] & \text{se } 0\% < E(\pi) < \pi_{t\ Min}^* \\ 0 & \text{se } E(\pi) \geq 20\% \text{ ou } E(\pi) \leq 0\% \end{array} \right\} \quad (4)$$

O compromisso firmado pela autoridade monetária a cada contrato com a sociedade é utilizado pelos agentes econômicos para planejar suas estratégias. Quanto mais crível for o anúncio da política adotada por essa autoridade, maior é a confiança dos agentes para planejar o futuro. Desse modo, mesmo no caso

5. Com base no mesmo argumento, Nahon e Meurer (2005) propõem um índice semelhante; no entanto, a redução da credibilidade ocorre apenas quando se supera o intervalo máximo.

de a inflação convergir para valores abaixo do intervalo combinado, desvios significativos em relação ao acordado são prejudiciais à conquista/manutenção da credibilidade.⁶

O valor de 20% a.a. adotado para o IC_A como perda integral de credibilidade se justifica pelos mesmos motivos apresentados no IC_{CK} .⁷ O valor de 0% a.a., arbitrado como crítico para a perda da credibilidade, tem como argumento o fato de que uma inflação 0% ou negativa é prejudicial à economia (taxas de juros negativas, dificuldades para redução do salário real etc.), além de ser de difícil controle para o Bacen (armadilha de liquidez). De acordo com Svensson (2000, p. 9):

That the inflation target exceeds zero can be motivated by measurement bias, non-negative nominal interest rates and possible downward nominal price and wage rigidities. Two percent is the borderline in Akerlof, Dickens and Perry (1996), who study the effects of the downward rigidity of nominal wages. One percent is the borderline in Orphanides and Wieland (1998), who examine the consequences of non-negative nominal interest rates. These studies indicate that inflation targets below those borderlines risk reducing average output or increasing average unemployment.

A característica fixa dos valores críticos, aliada à flexibilidade na definição do intervalo pela autoridade monetária, gera um mecanismo assimétrico, útil na mensuração da credibilidade. Quanto mais próximo o limite do intervalo estiver do ponto crítico, mais sensível será a variação da credibilidade auferida para valores que superarem o limite, ou seja, caso o Bacen estabeleça um intervalo em que o limite superior esteja muito próximo de 20%, por exemplo, qualquer variação nas expectativas acima desse limite será fortemente punida com perda de credibilidade.

Devido à indisponibilidade das séries referentes às expectativas em determinados períodos e/ou para determinados países, há uma dificuldade para a mensuração da credibilidade a partir dos índices apresentados. Destarte, em vez de analisar a credibilidade via expectativas, propõe-se como alternativa a medição da credibilidade levando-se em conta o desempenho observado, isto é, a reputação adquirida ao longo do tempo. Dado que a reputação é uma variável *backward-looking* (depende do comportamento pregresso da autoridade monetária), enquanto a credibilidade é uma variável *forward-looking*, a reputação pode ser considerada

6. Uma inflação abaixo da estabelecida acarreta problemas para alguns agentes que fizeram suas escolhas baseadas nas metas acordadas como prognóstico da inflação futura. Um exemplo pode ser a elevação da taxa de desemprego acima da prevista. Vale salientar também que a credibilidade perdida em função da expectativa inferior ao limite mínimo é diferente da credibilidade perdida no caso contrário, porém tal diferenciação não se faz necessária para os objetivos deste trabalho.

7. A definição do limite de credibilidade em 20% da inflação se deve ao fato de que a adoção de um critério de, por exemplo, uma inflação de dois dígitos não se mostra suficiente para representar uma completa falta de credibilidade do Bacen. O ano de 2002 ilustra bem esse caso: apesar de a inflação ter correspondido a 12,53% (bem acima do limite superior da meta, que era de 5,5%) o Bacen foi capaz de reverter as expectativas dos agentes privados de aumento da inflação. Sendo assim, considerou-se razoável o limite arbitrado por Cecchetti e Krause (2002).

insumo da credibilidade. Dessa forma, bancos centrais com pouca ou nenhuma reputação enfrentariam limitações para a condução da política monetária porque suas políticas seriam não-críveis *ex ante*.

Os três próximos indicadores baseiam-se na premissa de que a credibilidade pode ser mensurada por meio do somatório das reputações obtidas ao longo do tempo. Para o cálculo da reputação (R), utiliza-se uma estrutura semelhante àquela empregada para o IC_A . A diferença fundamental é que os desvios são calculados em função da inflação observada e não mais das expectativas de inflação. É importante ressaltar que, com essa mudança, a relação existente é entre a inflação observada e a meta de inflação. Logo, a reputação é diferente da credibilidade. A credibilidade dos índices anteriores é formada pelo estado expectacional, enquanto a reputação é calculada pela observação dos desvios em relação à meta. A reputação é uma variável discreta obtida em cada instante t , podendo ser calculada até mesmo diariamente. Ou seja,

$$R = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } \pi_{t \text{ Min}}^* \leq \pi_{t \text{ OBS}} \leq \pi_{t \text{ Max}}^* \\ 1 - \frac{1}{0,2 - \pi_{t \text{ Max}}^*} [\pi_{\text{OBS}} - \pi_{t \text{ Max}}^*] & \text{se } \pi_{t \text{ Max}}^* < \pi_{\text{OBS}} < 20\% \\ 1 - \frac{1}{-\pi_{t \text{ Min}}^*} [\pi_{\text{OBS}} - \pi_{t \text{ Min}}^*] & \text{se } 0\% < \pi_{\text{OBS}} < \pi_{t \text{ Min}}^* \\ 0 & \text{se } \pi_{\text{OBS}} \geq 20\% \text{ ou } \pi_{\text{OBS}} \leq 0\% \end{array} \right\} \quad (5)$$

A partir dessa medida de reputação, apresentam-se três novas formas de avaliação da credibilidade: *a*) um índice de credibilidade baseado na reputação média (IC_{RM}); *b*) um índice de credibilidade baseado na reputação ponderada (IC_{RP}); e *c*) um índice de credibilidade baseado na reputação por média móvel (IC_{RMM}).

O IC_{RM} é simplesmente a média aritmética da reputação, ou seja, a soma das reputações ao longo do tempo sobre o número de reputações (n), isto é,

$$IC_{RM} = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n R_i}{n} \right\} \quad (6)$$

O IC_{RP} , como o próprio nome sugere, calcula a credibilidade pela reputação ponderada. Na ponderação escolhida, procurou-se pesar de maneira decrescente a reputação à medida que esta se afasta de t (período atual). Especificamente, a ponderação (p_i) é dada pela razão entre k_i (posição decrescente em relação a t) e n (número de reputações disponíveis), fazendo, assim, o peso variar entre o intervalo de] 0, 1].⁸ Portanto,

$$IC_{RP} = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n (R_i \times p_i)}{\sum_{i=1}^n p_i} \right\}, \text{ onde } p_i = \frac{k_i}{n} \quad (7)$$

Por último, o IC_{RMM} calcula a credibilidade atual segundo a média aritmética móvel da reputação nos d (defasagem) últimos períodos:

$$IC_{RMM_t} = \left\{ \frac{R_t + R_{t-1} + \dots + R_{t-d+1}}{d} \right\}, \text{ da mesma forma,}$$

$$IC_{RMM_t} = \left\{ IC_{RMM_{t-1}} + \frac{R_t - R_{t-d}}{d} \right\} \quad (8)$$

A credibilidade pode ser entendida como o nível de confiança que os agentes econômicos depositam na exequibilidade de uma política ser implementada e cumprida até o fim. Ou seja, uma política inspirará maior credibilidade se ela sinalizar aos agentes uma chance reduzida da ocorrência de inconsistência temporal. Assim, se, por exemplo, a autoridade monetária obteve êxito no combate à inflação ao longo do tempo (o que implica conquista de reputação), o público acredita que o Bacen terá sucesso no controle da inflação futura, o que, por sua vez, denota alto grau de credibilidade. Em suma, a credibilidade é a função que transforma informações passadas (R_{t-d}) e presentes (R_t) da reputação para captar a expectativa da sociedade no alcance do que foi predeterminado.

8. A ponderação foi calculada estabelecendo-se uma relação entre os pesos no passar do tempo por equações em diferença.

3 ANÁLISE DOS ÍNDICES DE CREDIBILIDADE PARA O BRASIL

Com o objetivo de analisar o comportamento dos índices de credibilidade para a economia brasileira, foi utilizada como medida de inflação a variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), por ser o índice oficial adotado pelo Bacen como referência para o sistema de metas para inflação. Além disso, a partir das informações disponíveis no *site* do Bacen foram considerados na análise a meta de inflação anual e os respectivos intervalos de tolerância definidos pelo CMN.⁹

A estratégia delineada pelo CMN no lançamento do regime monetário previa um rápido processo desinflacionário. Porém, choques adversos levaram à revisão da estratégia original, culminando em mudanças nas metas de inflação para os anos de 2003, 2004 e 2005 (tabela 1).¹⁰ Um bom exemplo refere-se à meta de

TABELA 1

Metas de inflação, inflação observada e documentos^a

Ano	Meta IPCA (%)	Intervalo de tolerância ± (%)	Resolução	IPCA observado (%)
1999	8,00	2,00	2615 de 6/1999	8,94
2000	6,00	2,00	2615 de 6/1999	5,97
2001	4,00	2,00	2615 de 6/1999	7,67
2002	3,50	2,00	2744 de 6/2000	12,53
	3,25	2,00	2842 de 6/2001	
2003	4,00	2,50	2972 de 6/2002	9,3
	8,50	0,50	Carta aberta de 1/2003 ^b	
	3,75	2,50	2972 de 6/2002	
2004	5,50	0,00	Carta aberta de 1/2003 ^b	7,6
	5,50	2,50	3108 de 6/2003	
2005	4,50	2,50	3108 de 6/2003	5,69
	5,10	+1,90/-3,10	Ata da 100ª reunião do Copom 9/2004 ^b	
2006	4,50	2,00 ^c	3210 de 6/2004	4,64 ^c

Fonte: Bacen.

^a Os valores sombreados são aqueles utilizados neste estudo.

^b Documentos que ajustaram a meta central previamente determinada por resolução do CMN.

^c Expectativas do mês de fevereiro de 2006.

9. As metas são estabelecidas para o ano-calendário com intervalo de tolerância, mas sem cláusulas de escape.

10. O uso das metas ajustadas no lugar das metas previamente acordadas com o CMN se justifica pelo comportamento dos agentes, que se guiam pela meta a ser perseguida pelo Bacen, executor da política monetária, e não pelas metas preestabelecidas.

inflação para 2003, que, instituída por meio de resolução em 2001, foi alterada no ano seguinte por outra resolução (a meta central foi elevada em 0,75%; e o intervalo, em 1%). Todavia, tal modificação não foi suficiente e, em 21 de janeiro de 2003, o Bacen anunciou como nova meta (ajustada) uma inflação de 8,5% sem a aplicação de intervalos.¹¹

Devido ao fato de a meta ajustada para 2003 representar uma ruptura com a estrutura baseada em bandas (apenas naquele ano), o cálculo da credibilidade em 2003 levou em conta a meta de 4% e seu respectivo intervalo no mês de janeiro, e a meta de 8,5% com um intervalo de $\pm 0,5\%$ para os demais meses. A inclusão da banda de $\pm 0,5\%$ se justifica como margem de erro aceitável devido à magnitude da meta.¹²

Do *site* do Bacen também foram obtidas as expectativas de inflação diárias anualizadas e que se referem à inflação esperada (acumulada) na data de vencimento do contrato, isto é, a inflação anual definida como meta. Em razão da periodicidade mensal usada na análise, foi calculada a média mensal das expectativas diárias anualizadas (IPCAExp). Para fins do cálculo dos índices de credibilidade baseados na reputação, foram utilizados os valores relativos ao IPCA observado a partir da base de dados macroeconômicos do Ipea (Ipeadata). A inflação observada é anualizada para fins de comparação com as metas anuais.

É importante ressaltar que a anualização da inflação é feita levando-se em conta a inflação observada desde o início do ano até o mês em que é coletada a informação. Tal procedimento é adequado para o cálculo da reputação mensal porque considera todo o histórico da inflação realizada na vigência do contrato. Ou seja, o método adotado permite avaliar o desempenho no cumprimento do contrato para o período sob consideração. Assim, a cada mês a reputação é construída com base no desempenho do contrato vigente. Portanto, assume-se que a inflação observada para os meses que estão fora do ano corrente deva ser relacionada à meta de inflação que corresponda ao ano a que pertence. Assim, a utilização do IPCA acumulado em 12 meses não seria adequada, pois durante um processo de desinflação é normal que a cada ano (que representa um contrato da autoridade monetária com a sociedade) exista uma meta de inflação distinta. Logo, para o caso brasileiro, esperam-se a presença de quebra estrutural e a mudança na tendência da inflação observada a cada ano, o que, por conseguinte, torna desaconselhável o uso dessa metodologia.¹³

11. Adicionam-se à meta preestabelecida parcela da inércia herdada do ano anterior e o efeito primário do choque dos preços administrados por contrato e monitorados.

12. Na prática, a distinção entre a adoção de bandas e a de um único ponto tem importância secundária em casos de agentes racionais que conhecem a limitação do Bacen em determinar a inflação (BRUNILLA; LAHDENPERÄ, 1995).

13. O gráfico 1 permite observar que as principais oscilações nas variáveis sob consideração ocorrem nas mudanças de ano, isto é, nas transições dos contratos entre o Bacen e a sociedade.

O gráfico 1 mostra o comportamento dessas variáveis depois da adoção do regime de metas para inflação. Observa-se que tanto a expectativa de inflação como a inflação observada, no período que se estende do segundo semestre de 2001 até o começo de 2004, situam-se acima do limite superior para a flutuação da inflação durante quase todo o período.

A credibilidade mensurada é referente à política monetária baseada no sistema de metas para inflação instituído em junho de 1999. Portanto, os índices baseados na reputação foram calculados desde a introdução do regime monetário. Por outro lado, as expectativas de mercado para inflação divulgadas pelo Bacen estão disponíveis somente a partir de janeiro de 2000. Como consequência, os índices de credibilidade baseados nas expectativas foram calculados a partir do ano 2000.

O IC_{CK} aponta credibilidade elevada (acima de 0,80) para quase todo o período, estando abaixo desse patamar apenas entre 2002 e 2003 (gráfico 2). Deve-se

GRÁFICO 1
Trajetória da inflação, expectativas e metas

(IPCA anualizado, em %)

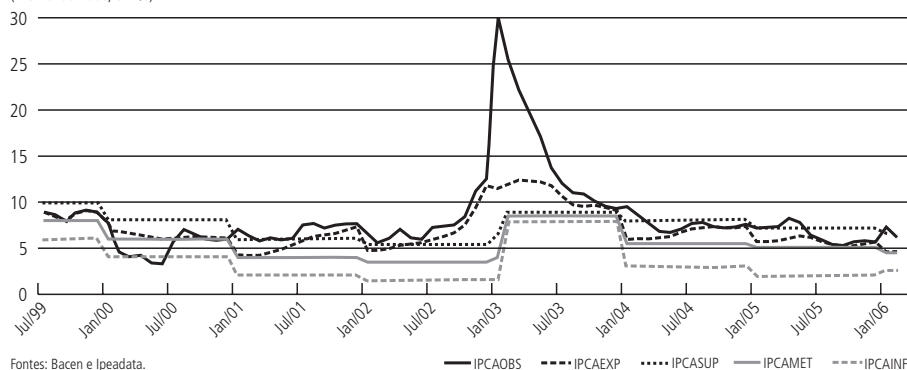
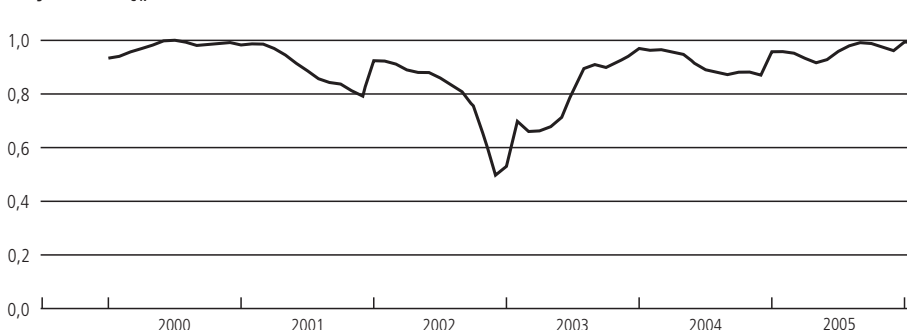


GRÁFICO 2
Trajetória IC_{CK}



ressaltar que esse índice não pune a credibilidade caso as expectativas sejam menores que a meta central, o que, por conseguinte, sugere não ser necessário o estabelecimento de limite inferior para as metas. Além disso, sua estrutura interna com grande intervalo entre a meta central e o ponto crítico de perda da credibilidade (20%) favorece o resultado de alta credibilidade média no período (0,89).

Em relação aos índices IC_S e o IC_M , a principal diferença entre eles é que a normalização feita pelo IC_M não admite valores negativos à credibilidade. Ao contrário do IC_{CK} , tanto o IC_S quanto o IC_M revelam um desempenho insatisfatório da credibilidade ao longo do período analisado. Valores negativos e nulos, respectivamente, estão presentes por um longo período (2º trimestre de 2001 até o final de 2003), e no restante da amostra apresentam credibilidade bastante volátil (gráficos 3 e 4). A punição com a perda total de credibilidade ($IC_S < 0$ e $IC_M = 0$) quando a meta extrapola um dos limites do intervalo é responsável pela baixa credibilidade média observada no período ($IC_S = 0,26$ e $IC_M = 0,43$).

Devido ao fato de o IC_A indicar credibilidade plena quando as expectativas de inflação encontram-se dentro do intervalo predeterminado para flutuação, os

GRÁFICO 3

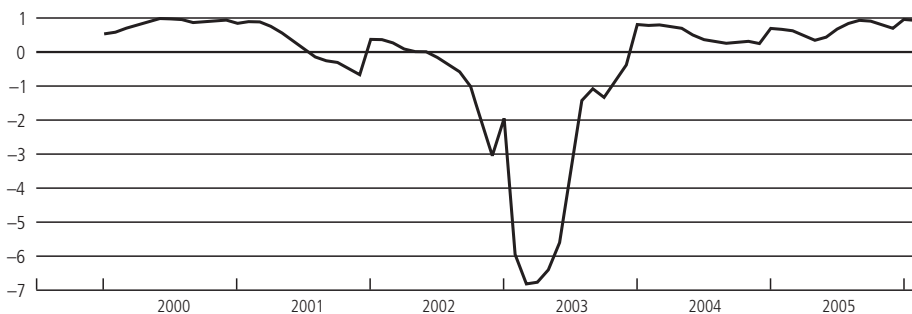
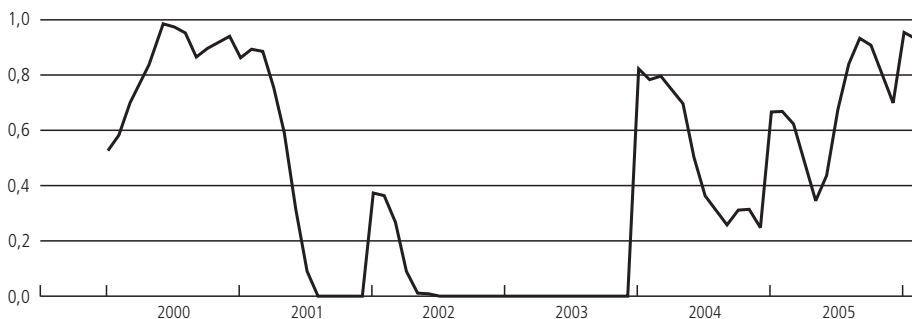
Trajetória IC_S 

GRÁFICO 4

Trajetória IC_M 

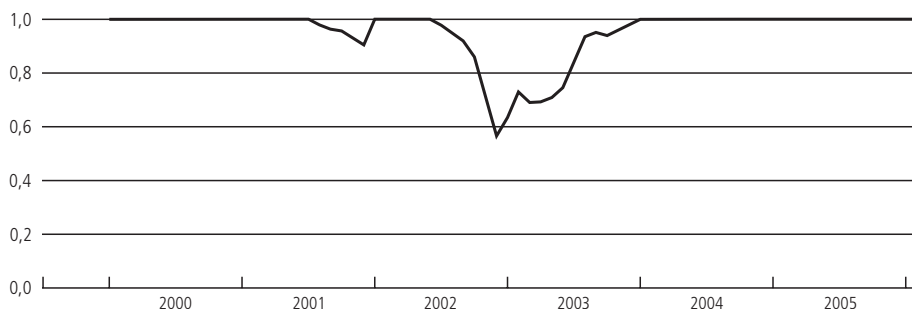
anos 2000, 2004 e 2005 são marcados por uma credibilidade estável ao nível máximo ($IC_A = 1$). Por outro lado, uma credibilidade inferior a 1 (inflação esperada fora do intervalo de tolerância) é detectada em boa parte dos anos 2001, 2002 e 2003 (gráfico 5). Pelo fato de a característica desse índice revelar perda de credibilidade apenas em situações extremas, a credibilidade média no período corresponde a 0,95.

A cada período novo de contrato para a meta de inflação (no caso brasileiro, um ano), as expectativas, e, conseqüentemente, os índices de credibilidade já mencionados, apresentam uma ruptura no padrão apresentado no ano anterior. Logo, a cada começo de ano, as expectativas se ajustam em relação à meta de inflação, considerando o desempenho da autoridade monetária no contrato passado, o que, por conseguinte, reforça a idéia de que o passado (mesmo que apenas o recente) é relevante.

Os índices IC_{RM} , IC_{RP} e IC_{RMM} são variantes de uma mesma função, que procura, por meio da reputação, medir a credibilidade. A diferença básica entre os índices citados refere-se à sensibilidade em relação à informação passada e à presente. O IC_{RM} não considera a distância da reputação em relação ao período atual (t). O IC_{RP} é mais sensível às reputações recentes, enquanto o IC_{RMM} assume que os agentes têm memória curta e que, para a avaliação da credibilidade, consideram apenas o passado recente.¹⁴

Os índices de credibilidade calculados via reputação (gráficos 6, 7 e 8) apresentam comportamento menos instável do que os índices anteriores. Devido ao padrão que reconhece as reputações passada e presente no cômputo da credibilidade,

GRÁFICO 5

Trajatória IC_A 

14. Procurou-se testar três níveis de ponderação do presente: fraca, média e forte. Todavia, muitas podem ser as metodologias para cálculo da credibilidade baseada na reputação. Uma alternativa seria o cálculo de uma média móvel ponderada, por exemplo. A proposição de se considerar o passado pode ser estendida aos indicadores com expectativas. Um exemplo seria o uso da credibilidade passada influenciando o cálculo da credibilidade presente concomitantemente às expectativas.

GRÁFICO 6

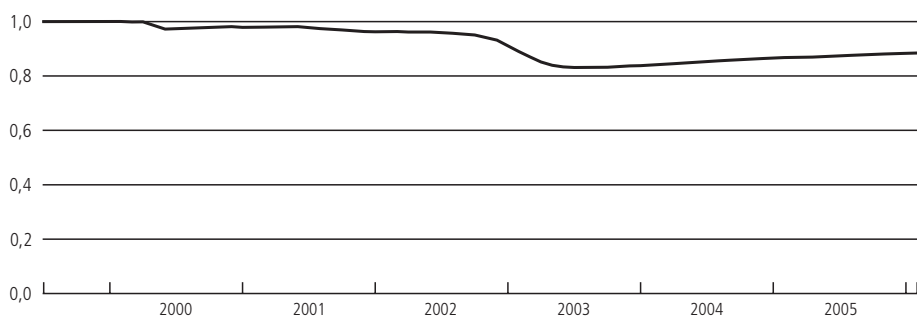
Trajetória IC_{RM} 

GRÁFICO 7

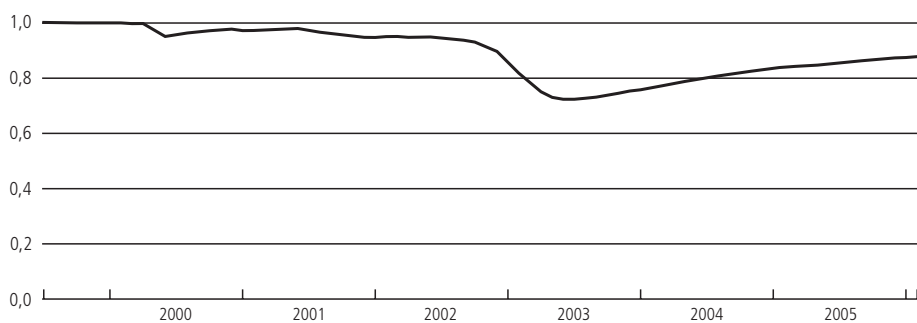
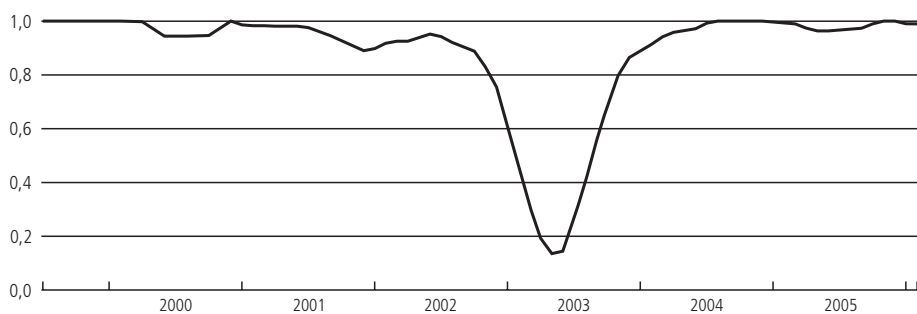
Trajetória IC_{RP} 

GRÁFICO 8

Trajetória IC_{RMM} 

esses índices necessitam de um período maior para a perda e, conseqüentemente, também para o ganho de credibilidade. Observa-se que as curvas são amortecidas principalmente para o IC_{RM} e o IC_{RP} . Tal efeito é maior para o IC_{RM} , pois este pondera todas as reputações com o mesmo peso, ou seja, reputações bastante defasadas influem na credibilidade da mesma forma que reputações mais recentes (gráfico 6). O IC_{RP} , por sua vez, pondera diferentemente cada reputação partindo do pressuposto de que informações passadas influem menos que as informações atuais (gráfico 7). As médias de credibilidade, calculadas pelos dois índices no período, correspondem a 0,92 para o IC_{RM} e 0,89 para o IC_{RP} .

Para o cálculo do IC_{RMM} , optou-se por seis períodos de defasagem, ou seja, apenas as seis últimas reputações (mensais) são consideradas para a mensuração da credibilidade no instante atual. O comportamento desse índice (presença de maior volatilidade) assemelha-se aos dos indicadores advindos de expectativas devido à estrutura de ponderação adotada. O IC_{RMM} apresentou credibilidade média correspondente a 0,88, sendo que, ao longo de quase todo o período, a credibilidade situou-se acima de 0,90. Todavia, o IC_{RMM} entre 2002 e 2003 apresentou queda brusca em razão do fraco desempenho da política monetária no controle da inflação (gráfico 8).

Em síntese, todos os índices diagnosticaram quedas relativas de credibilidade para os anos de 2001, 2002 e 2003, cada qual na sua proporção. O ano de 2001 foi marcado por racionamento de energia elétrica, crise argentina e queda no nível da atividade econômica mundial. Em 2002, o cenário adverso não foi diferente, pois a perda de US\$ 27,8 bilhões em linhas externas (cerca de 6% do PIB na época) ocorrida pelo forte aumento da aversão ao risco nos mercados internacionais, as dificuldades na administração da dívida pública e a incerteza quanto à continuidade da política macroeconômica vigente dificultaram o desempenho econômico. Em relação ao ano de 2003, o mau desempenho concentrou-se no primeiro trimestre, refletindo as adversidades do ano anterior.¹⁵

As dificuldades enfrentadas pelo país, concomitante à queda da credibilidade no período compreendido entre 2001 e 2003, resultaram em um mau desempenho do regime de metas para inflação (gráfico 1). As credibilidades médias para cada um desses três anos são as menores quando comparadas às dos demais anos da amostra. Em suma, o triênio em consideração apresentou as menores médias de credibilidade, considerando-se todos os índices (tabela 2). Assim sendo, os anos que apresentaram as maiores reduções na credibilidade correspondem àqueles em que as metas de inflação não foram obtidas.

15. Para mais detalhes, ver as cartas abertas do presidente do Bacen para o ministro da Fazenda (BACEN, 2002, 2003, 2004).

TABELA 2
Índices de credibilidade – média anual^a

Índices	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
IC_{CK}	-	0,98	0,90	0,82	0,78	0,92	0,96	0,99
IC_S	-	0,83	0,21	-0,51	-3,49	0,51	0,67	0,94
IC_M	-	0,83	0,36	0,09	0,00	0,51	0,67	0,94
IC_A	-	1,00	0,98	0,92	0,82	1,00	1,00	1,00
IC_{RM}	1,00	0,99	0,97	0,96	0,85	0,85	0,87	0,88
IC_{RP}	1,00	0,98	0,97	0,94	0,76	0,80	0,85	0,88
IC_{RMM}	1,00	0,97	0,96	0,90	0,45	0,97	0,98	0,99
Média	1,00	0,94	0,76	0,59	0,02	0,79	0,86	0,95

^a Os valores sombreados indicam as três menores médias no período para cada índice.

4 ANÁLISE EMPÍRICA

O principal instrumento à disposição do Bacen para fazer com que a inflação convirja para a meta preestabelecida é a taxa de juros básica da economia (Over/Selic).¹⁶ Quanto mais crível for a política monetária, menor será o esforço do Bacen para a obtenção da meta de inflação, devido à maior capacidade de influenciar as expectativas dos agentes econômicos. Logo, uma credibilidade maior pressupõe, *coeteris paribus*, uma menor volatilidade da taxa de juros para se conseguir uma meta de inflação específica. Destarte, esta seção apresenta evidência empírica entre credibilidade e inflação levando em conta a taxa de juros. Em outras palavras, são analisadas as relações existentes entre cada índice de credibilidade apresentado e a taxa Selic. Para a Selic, são utilizados dois conceitos: a meta anunciada pelo Copom (SELICBC) e a taxa Selic praticada no mercado (SELICM), ambas com periodicidade mensal e anualizadas.¹⁷

Os modelos de regressões múltiplas estimados via método de mínimos quadrados ordinários (OLS) apresentam as seguintes variações:

$$\Delta SELICBC_i = \alpha + \beta \Delta IPCADES_i - \Delta IC_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$\Delta SELICM_i = \alpha + \beta \Delta SELICM_{(t-1)i} - \Delta IC_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

16. É a taxa de juros média que incide sobre os financiamentos diários com prazo de um dia útil (*overnight*) lastreados por títulos públicos registrados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic).

17. A meta mensal anualizada anunciada em cada reunião mensal é a taxa Selic considerada para aquele mês. Para meses com mais de uma reunião utiliza-se a meta da primeira reunião. A Selic de mercado é acumulada no mês e anualizada.

Para combater os desvios da inflação em relação à meta, o Bacen usa como mecanismo principal a variação na taxa Selic.¹⁸ Dada a defasagem da política monetária para afetar a inflação, desvios nas expectativas de inflação dos agentes econômicos em relação à meta preestabelecida gerariam mudanças na Selic. Contudo, essa alteração ocorre de forma indireta. O Copom estabelece a meta para a taxa Selic e cabe à mesa de operações do mercado aberto do Bacen manter a Selic diária próxima à meta. Assim, a variável IPCADES do modelo (9) representa a série de desvios entre a expectativa e a meta de inflação ($E(\pi) - \pi$). Tal modelo busca avaliar a relação entre a credibilidade e a meta da taxa Selic controlando o efeito da variação média na meta da Selic pelos desvios das expectativas em função das metas de inflação.

Espera-se que uma autoridade monetária que possui reputação e conduz a política monetária de forma crível seja capaz de alcançar os seus objetivos implicando uma menor perda social em termos de desemprego e nível de produto. Logo, *a priori*, quanto maior for a credibilidade, menor será o custo no combate à inflação (representado pelo aumento na taxa Selic). Consequentemente, a credibilidade afeta tanto a definição da meta feita pelo Copom quanto a própria taxa vigente no mercado. O modelo (10), por sua vez, estima a variação média na Selic de mercado por meio de uma variação na credibilidade, mantido constante o efeito da própria Selic defasada em um período.¹⁹

Para a análise empírica, um primeiro procedimento a ser realizado é o exame de como o processo estocástico gerador das séries se comporta ao longo do tempo, ou seja, é preciso verificar a ordem de integração das séries. A justificativa é de que, dessa forma, problemas de espuriedade nos resultados a serem obtidos pelos modelos são evitados. Além da análise visual das séries por meio de correlogramas, são empregados os seguintes testes de raiz unitária: Dickey-Fuller Aumentado (ADF, teste t), Phillips-Perron (PP, Z teste) e o DF-GLS proposto por Elliot, Rothenberg e Stock (1996). O número de defasagens para cada série foi definido de acordo com o critério de Schwarz (ver resultados na tabela 3).²⁰

Os índices IC_{CK} , IC_M , IC_A , IC_{RP} e IC_{RMM} , além da série IPCADES, foram classificados como processos integrados de ordem 1, ou $I(1)$, pelos três testes aplicados (considerando-se 95% de confiança estatística). Embora o teste PP rejeite a hipótese de raiz unitária para o IC_s em nível, trabalha-se com essa variável

18. Há de se considerar que, caso as expectativas de inflação estejam abaixo das metas, o Bacen *não* reduziria os juros — como o faz para o combate à inflação — por vários motivos, entre eles a necessidade de financiamento do governo e a rolagem da dívida pública. Como essa situação ocorre apenas uma vez na amostra, a discussão sobre a rigidez descendente para a Selic não fará parte do escopo do trabalho.

19. A Selic de mercado (SELICM) apresenta uma estrutura $AR(1)$.

20. Os resultados das estatísticas de teste de cada modelo são expostos no apêndice, tanto em nível quanto na primeira diferença (tabela A.1).

TABELA 3

Testes de raiz unitária^a

Séries	Nível			Séries	1ª diferença		
	ADF	PP	DF-GLS		ADF	PP	DF-GLS
ICck	Raiz unitária	Raiz unitária	Raiz unitária	D(ICck)	Estacionária	Estacionária	Estacionária
ICs	Raiz unitária	Estacionária	Raiz unitária	D(ICs)	Estacionária	Estacionária	Estacionária
ICm	Raiz unitária	Raiz unitária	Raiz unitária	D(ICm)	Estacionária	Estacionária	Estacionária
ICa	Raiz unitária	Raiz unitária	Raiz unitária	D(ICa)	Estacionária	Estacionária	Estacionária
ICrm	Raiz unitária	Raiz unitária	Raiz unitária	D(ICrm)	Estacionária	Estacionária	Raiz unitária
ICrp	Raiz unitária	Raiz unitária	Raiz unitária	D(ICrp)	Estacionária	Estacionária	Estacionária
ICrmm	Raiz unitária	Raiz unitária	Raiz unitária	D(ICrmm)	Estacionária	Estacionária	Estacionária
SELICM	Estacionária	Raiz unitária	Estacionária	D(SELICM)	Estacionária	Estacionária	Raiz unitária
SELICBC	Estacionária	Raiz unitária	Estacionária	D(SELICBC)	Estacionária	Estacionária	Raiz unitária
IPCADES	Raiz unitária	Raiz unitária	Raiz unitária	D(IPCADES)	Estacionária	Estacionária	Estacionária

^a O grau de significância utilizado é de 5%.

diferenciada em função dos resultados dos testes ADF e DF-GLS (que apresentaram significância ao nível de 5%). Para as duas séries da Selic, os testes não são conclusivos, pois, apesar de ADF e DF-GLS rejeitarem a hipótese de raiz unitária, o teste PP não rejeita. Dado que séries temporais econômicas são em sua maioria não-estacionárias, foi feita a análise dos correlogramas das séries para identificar se são estacionárias. Os correlogramas das séries SELICBC e SELICM (gráfico A.1) indicam que os valores atuais dependem fortemente dos valores passados, o que sugere a existência de raiz unitária (queda lenta do coeficiente de autocorrelação amostral) para ambas as séries. Destarte, decidiu-se pela validade do resultado do teste PP de que as séries SELICBC e SELICM são também I(1).

As hipóteses assumidas pelos modelos sugerem que o IPCADES deve preceder a SELICBC, e que esta última preceda a SELICM. De outra forma, desvios nas expectativas em relação à meta de inflação devem causar variação na meta para a Selic e fazer com que esta provoque uma alteração na Selic vigente no mercado. Ademais, espera-se que os índices de credibilidade precedam a SELICBC e, por conseguinte, a SELICM. Para a verificação empírica dessas afirmativas, foram efetuados testes de precedência temporal de Granger.

A direção de causalidade apontada pelo teste de Granger é bastante sensível ao número de defasagens utilizadas na análise (GUJARATI, 2000). De acordo com Davidson e MacKinnon (1993), a escolha de um número elevado de defasagens representa o melhor procedimento. A justificativa é que a escolha de poucas defasagens pode causar um sério viés devido à omissão de variáveis relevantes, enquanto

o viés de inclusão de variáveis irrelevantes é menos problemático. Assim, optou-se por uma defasagem que corresponde a um ano (12 defasagens temporais), visto que, mesmo com essa defasagem temporal, ainda remanescem mais de 60 observações para cálculo da causalidade (tabela A.2 do apêndice).²¹

Apesar de as variáveis DSELICBC e DSELICM apresentarem uma causalidade bilateral estatisticamente significativa a 1%, a probabilidade de se rejeitar a hipótese de que DSELICBC não causa DSELICM, no sentido de Granger, é menor que o contrário. Logo, não existem razões estatísticas para rejeitar a hipótese de que DSELICBC cause (no sentido de Granger) DSELICM. Quanto às variáveis DIPCADES e DSELICBC, observa-se que somente a hipótese de que a série de desvios DSELICBC não causa DIPCADES (no sentido de Granger) não é rejeitada ao nível de 5% de significância. Portanto, esse resultado está em consonância com a premissa de que a série referente aos desvios entre a expectativa e a meta de inflação deve preceder a meta anunciada pelo Copom para a taxa Selic.

Em relação aos índices de credibilidade, é testado se alterações na credibilidade causam (no sentido de Granger) variação na Selic, isto é, verifica-se a existência de precedência temporal (unidirecional) destes em relação à DSELICBC e à DSELICM. Os resultados obtidos indicam que DIC_A precede DSELICBC e DSELICM (ambas a 99% de confiança estatística). Também se observa que DIC_S precede DSELICBC e DSELICM (ao nível de 5% e 1% de significância estatística, respectivamente). Em relação ao índice DIC_{CK^2} , detecta-se precedência à DSELICBC ao nível de 5% de significância, enquanto DIC_{RM} e DIC_{RP} precedem DSELICM ao nível de 10% de significância. Quanto aos demais índices, não existem evidências (ao nível mínimo de confiança de 90%) para acreditar que precedam temporalmente a DSELICBC ou a DSELICM. Portanto, os índices de maior aderência aos modelos propostos são o IC_A e o IC_S .

Dado o objetivo de verificar as relações existentes entre a credibilidade (mensurada pelos índices apresentados) e o esforço do Bacen (medido pela variação na taxa de juros) para atingir seu objetivo primordial (o controle da inflação), as relações empíricas entre a credibilidade e a definição da meta da Selic pelo Copom, e entre a credibilidade e a Selic vigente no mercado, são apresentadas nas tabelas 4 e 5 respectivamente. Os modelos contêm as seguintes estruturas:

$$SELICBC = f(IPCADES, IC) \quad (11)$$

$$SELICM = F(SELICM_{(-1)}, IC) \quad (12)$$

21. A precedência temporal foi testada para números menores de defasagens, mas que não alteram a análise.

sendo os sinais esperados expressos pelas derivadas parciais abaixo:

$$\partial f / \partial IPCADES > 0, \partial f / \partial IC < 0; \text{ e } \partial F / \partial SELICM_{(-1)} > 0, \partial F / \partial IC < 0$$

As variáveis de controle IPCADES e $SELICM_{(-1)}$ servem não para observar as relações existentes entre os índices e a Selic expressos pelos coeficientes de regressão parcial, mas sim para evidenciar a significância estatística e a relação expressa pelo sinal dos referidos coeficientes. Logo, controlando uma variável geradora de mudanças na taxa de juros (meta ou de mercado), testa-se a relação esperada entre a credibilidade e os juros (sinal negativo e significativo para o coeficiente da credibilidade). Variações positivas na credibilidade deveriam, *a priori*, reduzir as variações na taxa Selic necessárias ao controle da inflação e vice-versa.

O processo de escolha dos modelos foi fundamentado na análise das autocorrelações totais e parciais, nos correlogramas cruzados, na análise dos resíduos e no princípio da parcimônia, respeitando sempre os pressupostos básicos de um modelo de regressão linear múltiplo, além da coerência econômica.²² As defasagens foram definidas com base no critério de Schwarz. A tabela 4 mostra as regressões estimadas para cada índice de credibilidade pela especificação do modelo de defasagem distribuída (9), enquanto a tabela 5 estima para cada índice o modelo especificado por uma estrutura auto-regressiva (10).

Dado que todas as regressões acima são estimadas com a mesma especificação básica (DIPCADES defasada dois períodos como variável explicativa de controle), mas com quantidade diferente de parâmetros, pode-se comparar o grau de explicação da DSELICBC pelo modelo analisando-se o coeficiente do R^2 ajustado. Os índices que mais explicam a variação média na DSELICBC, controlado o efeito de DIPCADES, são o IC_A (56,58%) e o IC_{RMM} (53,46%). Em um segundo patamar têm-se o IC_S (49,13%) e o IC_{CK} (34,63%). Os que menos explicam são o IC_{RP} (26,69%), o IC_{RM} (23,19%) e o IC_M (13,62%). Além disso, observa-se que, com a inclusão de qualquer índice de credibilidade, o valor do coeficiente de determinação ajustado apresenta um incremento (no modelo sem credibilidade, o modelo apresentava um R^2 ajustado de apenas 8,99%). Os resultados supracitados são ratificados quando se considera o critério de informação de Schwarz na análise (tabela 4). Os modelos mais parcimoniosos também são obtidos pelos índices IC_{RMM} (-7,59) e IC_A (-7,53), seguidos do IC_S (-7,45), enquanto aquele que apresenta pior desempenho continua sendo o IC_M (-6,97).

22. As principais estatísticas de testes para a tomada de decisão estão apresentadas no apêndice, na tabela A.3.

TABELA 4
Modelo estimado para DSELICBC

Variável dependente Selic meta (diferença) – DSELICBC					
Índice	Coefficientes estimados (Estatística-t – Newey-West) ^a	Observações	Estatística-F	R ² ajustado (%)	Critério de Schwarz
	-0,0002 + 0,3556 DIPCADES _{t-2} (-0,1639) (1,7536)*	71	7,92***	8,99	-6,77
I/C _{CK}	-0,0002 + 0,3318 DIPCADES _{t-2} – 0,0740 DICCK _t – 0,051381 DICCK _{t-1} (-0,1457) (2,241)** (-2,8039)*** (-2,6588)***	71	13,54***	34,96	-7,01
I/C _S	-0,0002 + 0,3994 DIPCADES _{t-2} – 0,0049 ICS _{t-1} – 0,0034 ICS _{t-2} (-0,1878) (4,2848)*** (-5,5994)*** (-5,1215)***	71	23,54***	49,13	-7,45
I/C _M	-0,0002 + 0,3774 DIPCADES _{t-2} – 0,0069 DICM _t (-0,1346) (1,6659)* (-1,9480)*	71	6,52***	13,62	-6,97
I/C _A	-0,0002 + 0,4327 DIPCADES _{t-2} – 0,0476 ICA _t – 0,0735 ICA _{t-1} – 0,0809 ICA _{t-4} (-0,2128) (5,2709)*** (-6,4215)*** (-4,4912)*** (-4,0006)***	69	23,15***	56,58	-7,53
I/C _{RM}	-0,0009 + 0,3510 DIPCADES _{t-2} – 0,4300 DICRM _t (-0,7022) (2,1445)** (-3,2530)***	71	11,57***	23,19	-7,09
I/C _{RP}	-0,0007 + 0,3352 DIPCADES _{t-2} – 0,2581 DICRP _t (-0,5170) (2,2330)** (-3,5547)***	71	13,74***	26,69	-7,13
I/C _{RM}	-0,0002 + 0,2491 DIPCADES _{t-2} – 0,0925 DICRM _t (-0,2605) (3,6530)*** (-6,0067)***	71	41,20***	53,46	-7,59

^a Os *truncation lags* utilizados para Newey-West foram três.
***, **, e * Rejeita-se ao grau de 1%, 5% e 10% de significância estatística, respectivamente.

TABELA 5
Modelo estimado para DSELICM

Índice	Variável dependente Selic mercado (1ª diferença) – DSELICM				
	Coefficientes estimados (Estatística-t)	Observações	Estatística-F	R ² ajustado (%)	Critério de Schwarz
	$0,0000 + 0,7903 \text{ DSELICM}_{t-1}$ (0,0561) (11,7667)***	78	138,45***	64,09	-7,99
I/C_{α}	$-0,0000 + 0,7059 \text{ DSELICM}_{t-1} - 0,0496 \text{ DICck}_t - 0,0299 \text{ DICck}_{t-2}$ (-0,1434) (10,1377)*** (-4,5682)*** (-2,4459)**	71	69,39***	74,56	-8,15
I/C_5	$-0,0000 + 0,7329 \text{ DSELICM}_{t-1} - 0,0025 \text{ IC}_5_{t-1}$ (-0,1592) (10,6360)*** (-3,4160)***	72	88,03***	71,03	-8,08
I/C_A	$-0,0000 + 0,698507 \text{ DSELICM}_{t-1} - 0,034234 \text{ ICa}_t - 0,043681 \text{ ICa}_{t-1}$ (-0,2201) (10,8101)*** (-2,6677)*** (-3,1884)***	72	72,77***	75,20	-8,19
I/C_{RM}	$0,0002 + 0,7833 \text{ DSELICM}_{t-1} - 0,3899 \text{ DICrm}_t + 0,5066 \text{ DICrm}_{t-1}$ (0,4276) (10,6795)*** (-2,3754)** (3,3018)***	78	55,48***	67,98	-8,02
I/C_{RP}	$0,0001 + 0,7793 \text{ DSELICM}_{t-1} - 0,2186 \text{ DICrp}_t + 0,2655 \text{ DICrp}_{t-1}$ (0,2278) (10,3191)*** (-2,5468)** (3,1737)***	78	55,44***	67,95	-8,01
I/C_{RMM}	$-0,0000 + 0,6188 \text{ DSELICM}_{t-1} - 0,0342 \text{ DICrmm}_t$ (-0,0962) (6,5408)*** (-2,4940)**	78	77,09***	66,40	-8,01

***, ** e * Rejeita-se ao grau de 1%, 5% e 10% de significância estatística, respectivamente.

Para todos os índices testados, as regressões apresentaram significância global ao nível de 1% (estatística-F). Da mesma forma, todos os coeficientes parciais dos índices de credibilidade apresentaram sinal coerente com a teoria e foram significativos com, no mínimo, 90% de confiança. As estatísticas-t foram calculadas com a correção de Newey-West devido à autocorrelação identificada nos resíduos, comportamento típico de séries temporais. Ademais, vale notar que a melhor especificação encontrada para os modelos com os índices baseados na reputação sugere a utilização do índice de credibilidade sem defasagens. Tal observação ratifica a idéia de que esses índices contêm informações passadas, não necessitando de termos defasados em sua especificação.

As regressões em função da Selic de mercado (tabela 5) também apresentam uma especificação básica em comum (DSELICM defasada em um período como variável explicativa de controle) e quantidade diferente de parâmetros, podendo, mais uma vez, serem comparadas pelo R^2 ajustado. As especificações que oferecem os melhores graus de ajuste são, novamente, as que incluem o IC_A (75,20%) e o IC_{CK} (74,56%) como medida da credibilidade. Com desempenho pouco inferior aos dois índices anteriores aparece o IC_S (71,03%). O IC_M , que apresentou a menor performance no modelo anterior, não foi capaz de estabelecer qualquer relação significativa nesse último modelo.²³ Os índices fundamentados na reputação apresentaram desempenhos semelhantes: IC_{RM} (67,98%), IC_{RP} (67,95%) e IC_{RMM} (66,40%). Entretanto, o IC_{RM} e o IC_{RP} apresentam sinais não esperados para os termos defasados em um período, o que, por conseguinte, reforça a idéia de que esses índices contêm informações passadas. É interessante observar que o critério de informação de Schwarz segue exatamente a mesma direção do R^2 ajustado para este segundo modelo. Portanto, é confirmada a ordenação IC_A (-8,19), IC_{CK} (-8,15), IC_S (-8,08), IC_{RM} (-8,02), IC_{RP} (-8,01) e IC_{RMM} (-8,01).

O modelo sem credibilidade apresentou alto grau de ajuste (64,09) devido ao fato de a maior parte da explicação da variação média em DSELICM ser explicada por ela mesma (defasada). Não obstante, a inclusão da credibilidade demonstrou contribuição incremental à explicação da DSELICM para todos os índices. Tal como no caso anterior, foi detectada significância estatística global ao nível de 1% (estatística-F). Além disso, a inclusão da variável dependente defasada eliminou a autocorrelação nos resíduos e permitiu a estimação das estatísticas-t de forma tradicional.

Os índices que apresentam o melhor desempenho geral são o IC_A e o IC_{CK} . O IC_A apresenta melhor *performance* tanto nos testes de causalidade de Granger quanto na modelagem e na explicação das taxas Selic meta e Selic de mercado. Portanto,

23. O principal motivo para esse resultado é o fato de o IC_M punir com perda total de credibilidade qualquer desvio das expectativas para fora do intervalo predeterminado.

verifica-se que a mudança proposta no IC_{CK} que gerou o IC_A , além de apresentar coerência teórica, permitiu a obtenção do melhor desempenho entre os índices considerados na análise.

5 CONCLUSÃO

A análise realizada mostrou que o índice de credibilidade IC_A é aquele que apresenta maior contribuição incremental à explicação de variações na meta da Selic e em seu valor de mercado. Os índices formados pela reputação apresentaram resultados inferiores ao IC_A , mas obtiveram desempenho próximo aos demais índices. Entre eles, o IC_{RMM} foi o de melhor *performance*. Esta é uma observação importante, pois é o índice (entre os que consideram a reputação) que apresenta a maior volatilidade e é o mais sensível aos eventos presentes. Logo, o resultado encontrado sugere uma memória curta no processo de construção de credibilidade pelos agentes econômicos no Brasil.

Especificações alternativas da punição em relação à defasagem da reputação ou mesmo medições diferentes da adotada neste artigo para a reputação podem aperfeiçoar esses índices. Os índices de credibilidade baseados na reputação representam alternativas no caso de não haver a disponibilidade de séries referentes às expectativas de inflação (como no caso do 2º semestre de 1999 no Brasil e para países que não disponibilizam tais informações). Por último, deve-se ressaltar que a análise conjunta dos índices de credibilidade ratificou a hipótese de que maiores níveis de credibilidade exigem menores variações nas taxas de juros para o controle da inflação no Brasil.

ABSTRACT

This paper makes an empirical analysis of the relation between credibility and management of the interest rate for monetary policy in Brazil after the adoption of inflation targeting. The relation between the credibility (measured by several indices) and the basic interest rate for monetary policy is verified under two perspectives: the target defined by Central Bank of Brazil's Monetary Policy Committee, and the rate which is prevalent in the financial market. The results confirm the hypothesis that a high credibility requires minor variations in the interest rate for the control of inflation after the adoption of inflation targeting.

REFERÊNCIAS

- AGÉNOR, P.; TAYLOR, M. P. Testing for credibility effects. *IMF Staff Papers*, v. 39, n. 3, p. 545-571, Sep. 1993.
- AKERLOF, G. A.; DICKENS, W. T.; PERRY, G. L. The macroeconomics of low inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, p. 1-76, 1996.
- BACEN – Banco Central do Brasil. *Carta aberta ao Ministro de Estado da Fazenda*. 2002, 2003, 2004. Disponível em: <<http://www.bacen.gov.br/?CARTAMETA>>. Acessado em: 20 de novembro de 2005.

_____. *Séries temporais*. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?SERIETEMP>>. Acessado em: 1 de abril de 2007.

BRUNILLA, A.; LAHDENPERÄ, H. Inflation-targets: principal issues and practical implementation. In: HALDANE, A. G. (Ed.). *Targeting inflation*. Bank of England, 1995. p. 119-134.

CECCHETTI, S. G.; KRAUSE, S. Central bank structure, policy efficiency and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, v. 84, n. 4, p. 47-59, Jul.-Aug. 2002.

CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. H. A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information. *Econometrica*, v. 54, n. 5, p. 1.099-1.128, Sep. 1986.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. *Estimation and inference in econometrics*. New York: Oxford Economic Press, 1993.

DRAZEN, A. *Political economy in macroeconomics*. New Jersey: Princeton University Press, 2000.

MENDONÇA, H. F. de. Metas para a taxa de câmbio, agregados monetários e inflação. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 1 (85), p. 34-52, jan.-mar. 2002.

_____. Mensurando a credibilidade do regime de metas inflacionárias no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 24, n. 3 (95), p. 344-350, jul.-set. 2004.

_____. Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience. *Applied Economics*, 2006. Forthcoming.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, p. 813-826, 1996.

FAUST, J.; SVENSSON, L. E. O. *Transparency and credibility*: monetary policy with unobservable goals. NBER, Mar. 1998 (Working paper, n. 6.452).

GARCIA, M. G. P. Meia década de metas para a inflação. *Valor Econômico*, 05/08/2004.

GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. São Paulo: Makron Books, 2000.

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Base de dados macroeconômicos Ipeadata*. Brasília: Ipea. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acessado em: 1 de novembro de 2005.

NAHON, B. F.; MEURER, R. A relação entre a credibilidade do Banco Central e a inflação no Brasil do regime de metas inflacionárias. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL. 8., Porto Alegre, 22-23 de setembro de 2005. *Anais eletrônicos...* Porto Alegre, Anpec-Sul, 2005. Disponível em: <<http://www.ppge.ufrgs.br/anpecsul2005/artigos/area2-01.pdf>>.

ORPHANIDES, A.; WIELAND, V. *Price stability and monetary policy effectiveness when nominal interest rates are bounded at zero*. Federal Reserve Board, 1998 (Working paper).

SICSÚ, J. Expectativas inflacionárias no regime de metas de inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro. *Economia Aplicada*, v. 6, n. 4, p. 703-711, 2002.

SVENSSON, L. E. O. *How should monetary policy be conducted in an Era of Price Stability?* NBER, Feb. 2000 (Working paper, n. 7.516).

APÊNDICE

GRÁFICO A.1

Correlogramas da Selic

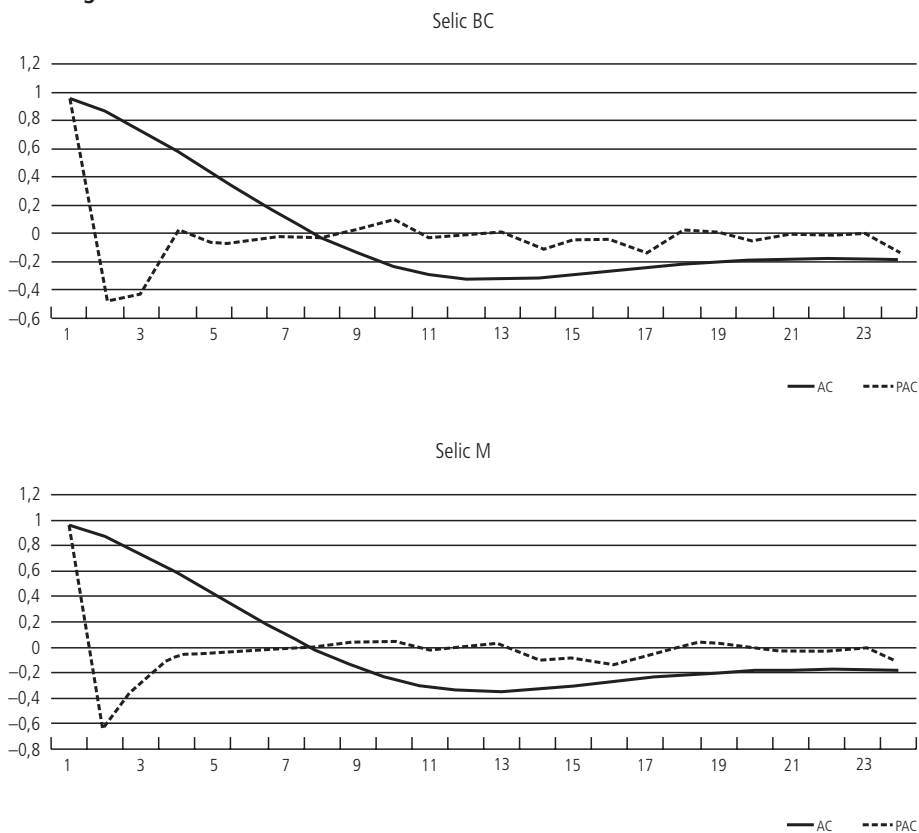


TABELA A.1

Resultado dos testes de raiz unitária

Séries	Def.	ADF		
		Teste	Valor crítico 1%	Valor crítico 5%
ICck	1	-2,2141	-3,5242	-2,9024
DICck	0	-6,2337	-2,5975	-1,9454
ICs	0	-1,5340	-2,5970	-1,9453
DICs	0	-6,8361	-2,5975	-1,9454
ICm	0	-7,1196	-2,5970	-1,9453
DICm	0	-0,7072	-2,5975	-1,9454
ICa	3	-2,4240	-3,5270	-2,9036
DICa	1	-6,0628	-2,5979	-1,9455
ICrm	1	-0,7298	-2,5949	-1,9450
DICrm	1	-2,8098	-2,5953	-1,9451
ICrp	2	-0,5827	-2,5953	-1,9451
DICrp	0	-2,5699	-2,5949	-1,9450
ICrmm	2	-0,5023	-2,5953	-1,9451
DICrmm	2	-4,3467	-2,5957	-1,9451
SELICM	1	-3,5408	-3,5167	-2,8991
DSELICM	0	-3,1501	-2,5949	-1,9450
SELICBC	2	-3,8247	-3,5178	-2,8996
DSELICBC	2	-3,5408	-2,5957	-1,9451
IPCADES	1	-1,8078	-2,5975	-1,9454
DIPCADES	1	-6,7770	-2,5979	-1,9455

(continua)

Nota: Teste ampliado de Dickey-Fuller (ADF) – o número de defasagens utilizado para cada série foi definido de acordo com o critério de Schwarz (SC). Para as séries ICck, ICa, SELICB e SELICM foi utilizado constante. Para as demais não se utilizou nem constante, nem tendência.

(continuação)

PP				
Séries	Def.	Teste	Valor crítico 1%	Valor crítico 5%
ICck	0	-0,0231	-2,5970	-1,9453
DICck	5	-6,1040	-2,5975	-1,9454
ICs	4	-2,0103	-2,5970	-1,9453
DICs	3	-6,9341	-2,5975	-1,9454
ICm	0	-7,1196	-2,5970	-1,9453
DICm	3	-0,7072	-2,5975	-1,9454
ICa	2	-0,1967	-2,5970	-1,9453
DICa	5	-5,4566	-2,5975	-1,9454
ICrm	6	-1,2022	-2,5946	-1,9450
DICrm	3	-2,6750	-2,5949	-1,9450
ICrp	6	-0,7649	-2,5946	-1,9450
DICrp	3	-2,7858	-2,5949	-1,9450
ICrmm	6	-0,4901	-2,5946	-1,9450
DICrmm	4	-3,0094	-2,5949	-1,9450
SELICM	6	-0,6024	-2,5946	-1,9450
DSELICM	4	-3,4696	-2,5949	-1,9450
SELICBC	5	-0,6253	-2,5946	-1,9450
DSELICBC	2	-4,7482	-2,5949	-1,9450
IPCADES	3	-1,5336	-2,5970	-1,9453
DIPCADES	9	-6,4474	-2,5975	-1,9454

(continua)

Nota: Teste Phillips-Perron – defasagem aplicada para Bartlett Kernel. Não foi utilizado constante ou tendência para as séries.

(continuação)

Séries	Def.	DF-GLS		
		Teste	Valor crítico 1%	Valor crítico 5%
ICck	1	-2,2102	-3,6864	-3,1196
DICck	0	-6,2281	-3,6864	-3,1196
ICs	0	-1,5027	-2,5970	-1,9453
DICs	0	-6,8463	-3,6864	-3,1196
ICm	0	-7,1196	-3,6826	-3,1164
DICm	0	-2,5970	-3,6864	-3,1196
ICa	1	-2,4066	-3,6864	-3,1196
DICa	1	-6,0812	-3,6902	-3,1228
ICrm	1	-2,4246	-3,6636	-3,1004
DICrm	1	-2,9390	-3,6674	-3,1036
ICrp	1	-2,4009	-3,6636	-3,1004
DICrp	0	-2,5823	-2,5949	-1,9450
ICrmm	2	-2,6525	-3,6674	-3,1036
DICrmm	2	-4,3747	-3,6712	-3,1068
SELICM	1	-3,5775	-3,6636	-3,1004
DSELICM	0	-2,5693	-3,6636	-3,1004
SELICBC	2	-3,7513	-3,6674	-3,1036
DSELICBC	2	-2,9618	-3,6712	-3,1068
IPCADES	1	-2,5099	-3,6864	-3,1196
DIPCADES	1	-6,7677	-3,6902	-3,1228

Nota: Teste Dickey-Fuller GLS – o número de defasagens utilizado para cada série foi definido de acordo com o critério de Schwarz. Para as séries ICs e D(ICrp) foi utilizado constante. Para as demais utilizaram-se constante e tendência.

TABELA A.2

Teste de precedência temporal de Granger^a

	Hipótese nula	Observações	Estatística-F	Probabilidade
Meta Selic (DSELICBC)	DSELICBC does not Granger Cause DSELICM	67	8,1530	0,0000
	DSELICM does not Granger Cause DSELICBC		2,9403	0,0048
	DIPCADES does not Granger Cause DSELICBC	61	2,4058	0,0209
	DSELICBC does not Granger Cause DIPCADES		1,8653	0,0738
	DICCK does not Granger Cause DSELICBC	61	2,28337	0,02781
	DSELICBC does not Granger Cause DICCK		1,31658	0,25194
	DICS does not Granger Cause DSELICBC	61	2,0477	0,0483
	DSELICBC does not Granger Cause DICS		6,6626	0,0000
	DICM does not Granger Cause DSELICBC	61	0,4061	0,9517
	DSELICBC does not Granger Cause DICM		1,5732	0,1440
	DICA does not Granger Cause DSELICBC	61	4,6264	0,0002
	DSELICBC does not Granger Cause DICA		1,3556	0,2320
	DICRM does not Granger Cause DSELICBC	67	1,4926	0,1654
	DSELICBC does not Granger Cause DICRM		5,4770	0,0000
	DICRP does not Granger Cause DSELICBC	67	1,4511	0,1819
	DSELICBC does not Granger Cause DICRP		5,5703	0,0000
Selic mercado (DSELICM)	DICRMM does not Granger Cause DSELICBC	67	1,0042	0,4621
	DSELICBC does not Granger Cause DICRMM		5,3619	0,0000
	DICCK does not Granger Cause DSELICM	61	1,5628	0,1474
	DSELICM does not Granger Cause DICCK		0,7448	0,6995
	DICS does not Granger Cause DSELICM	61	3,3340	0,0025
	DSELICM does not Granger Cause DICS		4,6224	0,0002
	DICM does not Granger Cause DSELICM	61	0,6249	0,8069
	DSELICM does not Granger Cause DICM		1,9582	0,0595
	DICA does not Granger Cause DSELICM	61	3,1505	0,0038
	DSELICM does not Granger Cause DICA		1,1459	0,3566
	DICRM does not Granger Cause DSELICM	67	1,8257	0,0750
	DSELICM does not Granger Cause DICRM		3,6156	0,0010
	DICRP does not Granger Cause DSELICM	67	1,7814	0,0835
	DSELICM does not Granger Cause DICRP		3,6643	0,0009
	DICRMM does not Granger Cause DSELICM	67	1,6325	0,1192
	DSELICM does not Granger Cause DICRMM		3,0204	0,0039

^a Para 12 lags temporais.

TABELA A.3

Modelos selecionados**Sample (adjusted): 2000:04 2006:02****Included observations: 71 after adjusting endpoints****Newey-West HAC standard errors & covariance (lag truncation = 3)**

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0002	0,0014	-0,1639	0,8703
DIPCADES(-2)	0,3556	0,2028	1,7536	0,0839
Adjusted R-squared	0,0900	Schwarz criterion		-6,7652
Durbin-Watson stat	0,9994	F-statistic***		7,9191
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	0,4834	F-statistic***		17,7963

Sample (adjusted): 2000:04 2006:02**Included observations: 71 after adjusting endpoints****Newey-West HAC standard errors & covariance (lag truncation = 3)**

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0002	0,0011	-0,1457	0,8846
DIPCADES(-2)	0,3318	0,1481	2,2411	0,0283
DICCK	-0,0740	0,0264	-2,8040	0,0066
DICCK(-1)	-0,0514	0,0193	-2,6588	0,0098
Adjusted R-squared	0,3496	Schwarz criterion		-7,0105
Durbin-Watson stat	1,3111	F-statistic***		13,5426
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic**	2,5644	F-statistic***		8,2622

Sample (adjusted): 2000:04 2006:02**Included observations: 71 after adjusting endpoints****Newey-West HAC standard errors & covariance (lag truncation = 3)**

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0002	0,0009	-0,1878	0,8516
DIPCADES(-2)	0,3994	0,0932	4,2848	0,0001
DICS(-1)	-0,0049	0,0009	-5,5994	0,0000
DICS(-2)	-0,0034	0,0007	-5,1215	0,0000
Adjusted R-squared	0,4913	Schwarz criterion		-7,4527
Durbin-Watson stat	0,8545	F-statistic***		23,5395
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	0,7222	F-statistic***		20,4822

Sample(adjusted): 2000:04 2006:02

Included observations: 71 after adjusting endpoints

Newey-West HAC standard errors & covariance (lag truncation = 3)

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0002	0,0013	-0,1346	0,8933
DIPCADES(-2)	0,3774	0,2266	1,6659	0,1003
DICM	-0,0070	0,0036	-1,9480	0,0555
Adjusted R-squared	0,1362	Schwarz criterion		-6,9684
Durbin-Watson stat	0,6568	F-statistic***		6,5203
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic*	2,3402	F-statistic***		34,8658

Sample (adjusted): 2000:06 2006:02

Included observations: 69 after adjusting endpoints

Newey-West HAC standard errors & covariance (lag truncation = 3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
C	-0,0002	0,0008	-0,2128	0,8322
DIPCADES(-2)	0,4327	0,0821	5,2709	0,0000
DICA	-0,0476	0,0074	-6,4215	0,0000
DICA(-1)	-0,0735	0,0164	-4,4911	0,0000
DICA(-4)	-0,0810	0,0202	-4,0006	0,0002
Adjusted R-squared	0,5658	Schwarz criterion		-7,5339
Durbin-Watson stat	1,0501	F-statistic***		23,1546
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		0,0000
F-statistic	1,2288	F-statistic***		9,5495

Sample (adjusted): 2000:04 2006:02

Included observations: 71 after adjusting endpoints

Newey-West HAC standard errors & covariance (lag truncation = 3)

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0009	0,0013	-0,7022	0,4850
DIPCADES(-2)	0,3510	0,1637	2,1445	0,0356
DICRM	-0,4300	0,1322	-3,2530	0,0018
Adjusted R-squared	0,2320	Schwarz criterion		-7,0858
Durbin-Watson stat	0,6339	F-statistic***		11,5702
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	0,9128	F-statistic***		37,4549

Sample (adjusted): 2000:04 2006:02**Included observations: 71 after adjusting endpoints****Newey-West HAC standard errors & covariance (lag truncation = 3)**

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0006	0,0012	-0,5171	0,6068
DIPCADES(-2)	0,3352	0,1501	2,2330	0,0288
DICRP	-0,2581	0,0726	-3,5547	0,0007
Adjusted R-squared	0,2669	Schwarz criterion		-7,1323
Durbin-Watson stat	0,6432	F-statistic***		13,7397
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	0,3392	F-statistic***		36,1860

Sample (adjusted): 2000:04 2006:02**Included observations: 71 after adjusting endpoints****Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation = 3)**

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0002	0,0008	-0,2605	0,7953
DIPCADES(-2)	0,2491	0,0682	3,6530	0,0005
DICRMM	-0,0925	0,0154	-6,0067	0,0000
Adjusted R-squared	0,5346	Schwarz criterion		-7,5867
Durbin-Watson stat	0,9422	F-statistic***		41,2002
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic*	2,0971	F-statistic***		15,7018

Sample (adjusted): 1999:09 2006:02**Included observations: 78 after adjusting endpoints**

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	0,0000	0,0005	0,0561	0,9554
DSELICM(-1)	0,7903	0,0672	11,7668	0,0000
Adjusted R-squared	0,6410	Schwarz criterion		-7,9871
Durbin-Watson stat	1,6612	F-statistic***		138,4569
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic*	2,7391	F-statistic		1,4303

Sample (adjusted): 2000:04 2006:02**Included observations: 71 after adjusting endpoints**

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0001	0,0004	-0,1434	0,8864
DSELICM(-1)	0,7060	0,0696	10,1377	0,0000
DICCK	-0,0496	0,0109	-4,5682	0,0000
DICCK(-2)	-0,0299	0,0122	-2,4459	0,0171
Adjusted R-squared	0,7456	Schwarz criterion		-8,1456
Durbin-Watson stat	2,0062	F-statistic***		69,3891
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	0,6462	F-statistic		1,7423

Sample(adjusted): 2000:03 2006:02**Included observations: 72 after adjusting endpoints**

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0001	0,0005	-0,1592	0,8740
DSELICM(-1)	0,7329	0,0689	10,6360	0,0000
DICS(-1)	-0,0025	0,0007	-3,4160	0,0011
Adjusted R-squared	0,7103	Schwarz criterion		-8,0763
Durbin-Watson stat	1,4950	F-statistic***		88,0342
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	1,2356	F-statistic**		3,8655

Newey-west HAC standard errors & covariance (lag truncation = 3)

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0001	0,0005	-0,1368	0,8916
DSELICM(-1)	0,7329	0,0484	1.515.202,0000	0,0000
DICS(-1)	-0,0025	0,0013	-1.964.212,0000	0,0535

Sample (adjusted): 2000:03 2006:02**Included observations: 72 after adjusting endpoints**

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0001	0,0004	-0,2201	0,8265
DSELICM(-1)	0,6985	0,0646	10,8102	0,0000
DICA	-0,0342	0,0128	-2,6678	0,0095
DICA(-1)	-0,0437	0,0137	-3,1884	0,0022
Adjusted R-squared	0,7520	Schwarz criterion		-8,1870
Durbin-Watson stat	1,9488	F-statistic***		72,7718
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	0,9172	F-statistic		2,2182

Sample (adjusted): 1999:09 2006:02**Included observations: 78 after adjusting endpoints**

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	0,0002	0,0005	0,4276	0,6702
DSELICM(-1)	0,7833	0,0733	10,6796	0,0000
DICRM	-0,3900	0,1642	-2,3755	0,0201
DICRM(-1)	0,5066	0,1534	3,3018	0,0015
Adjusted R-squared	0,6798	Schwarz criterion		8,0165
Durbin-Watson stat	1,6785	F-statistic***		55,4841
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	1,6503	F-statistic		1,0123

Sample (adjusted): 1999:09 2006:02**Included observations: 78 after adjusting endpoints**

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	0,0001	0,0005	0,2279	0,8204
DSELICM(-1)	0,7793	0,0755	10,3191	0,0000
DICRP	-0,2186	0,0858	-2,5468	0,0129
DICRP(-1)	0,2655	0,0796	3,3352	0,0013
Adjusted R-squared	0,6796	Schwarz criterion		-8,0159
Durbin-Watson stat	1,6718	F-statistic***		55,4406
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	1,4123	F-statistic		1,0839

Sample (adjusted): 1999:09 2006:02**Included observations: 78 after adjusting endpoints**

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	0,0000	0,0005	-0,0962	0,9236
DSELICM(-1)	0,6188	0,0946	6,5408	0,0000
DICRMM	-0,0342	0,0137	-2,4940	0,0148
Adjusted R-squared	0,6640	Schwarz criterion		8,0109
Durbin-Watson stat	1,5468	F-statistic***		77,0933
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic*	2,3075	F-statistic**		3,6667

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,0000	0,0005	-0,0963	0,9235
DSELICM(-1)	0,6188	0,1092	5,6647	0,0000
DICRMM	-0,0342	0,0182	-1,8771	0,0644

Newey-west HAC standard errors & covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,0000	0,0006	-0,0799	0,9365
DSELICM(-1)	0,6188	0,0966	6,4087	0,0000
DICRMM	-0,0342	0,0219	-1,5595	0,1231

***, ** e * são rejeitados ao grau de 1%, 5% e 10% de significância estatística, respectivamente. Foram aceitos os testes ao nível mínimo de confiança de 90%.

RICOS? POBRES? UMA ANÁLISE DA POLARIZAÇÃO DA RENDA PARA O BRASIL – 1981-2003*

Luiz Guilherme Scorzafave**

Sueli Aparecida Correa e Castro***

Este artigo analisa a polarização de renda no Brasil entre 1981 e 2003 com base na metodologia de Esteban, Gradín e Ray (2007). Houve uma ligeira queda da polarização, acompanhando a tendência do coeficiente de Gini. Entretanto, o nível de polarização se mostrou elevado, se comparado a outros países. A grande diferença entre as rendas médias dos grupos considerados explica esse resultado. O artigo também apresenta definições não *ad hoc* das classes de renda alta, média e baixa e constata que domicílios com renda *per capita* mensal acima de R\$ 761 em 2003 pertenciam à classe alta.

1 INTRODUÇÃO

Na década de 1980, diversos trabalhos analisaram o fenômeno de redução da classe média nos Estados Unidos, com o crescimento dos extremos da distribuição de renda (KUTTNER, 1983; THUROW, 1984; ROSENTHAL, 1985). Entretanto, Wolfson (1994) e Esteban e Ray (1994) mostraram que a realização dessa análise por meio de medidas de desigualdade tradicionais era insuficiente para o entendimento do fenômeno, sendo necessária a utilização de uma medida mais adequada.

O problema das medidas tradicionais, como o coeficiente de Gini e o índice de Theil, é que elas poderiam não captar o movimento de aglutinação dos indivíduos em alguns grupos, formando pólos na distribuição de renda. Nesse sentido, os trabalhos pioneiros de Wolfson (1994) e Esteban e Ray (1994) desenvolveram medidas chamadas *índices de polarização* que captam a formação de pólos na distribuição.

A importância de se estudar a polarização vai além do tema de redução da classe média. Esteban e Ray (1994) afirmam que uma sociedade mais polarizada está mais sujeita à ocorrência de conflitos sociais, à violência e ao surgimento de tensões sociais, aumentando a probabilidade de guerras civis, por exemplo.

Entretanto, para analisar a formação de pólos, os estudos de polarização dividem a sociedade em grupos de tal forma que algum atributo (renda, sexo, região etc.) dentro dos grupos seja similar. Como consequência desse agrupamento, haveria um sentimento de *identificação* entre os indivíduos de um mesmo grupo e de *alienação* em relação aos membros dos demais grupos.

* Os autores agradecem a Fabiana de Felício pelo auxílio na implementação do algoritmo utilizado no artigo.

** Professor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto – USP.

*** Mestre em Economia pela Universidade Estadual de Maringá.

Apesar de os primeiros estudos a respeito da polarização terem mais de dez anos, não há nenhum trabalho acerca desse fenômeno para o Brasil. Isso é surpreendente, já que o Brasil é um dos países com maior desigualdade de renda no mundo, além de possuir uma parcela razoável da população abaixo da linha da pobreza.¹ Apesar da alegação de que a classe média também vem diminuindo de tamanho nos últimos anos no Brasil, não há até agora nenhuma tentativa de definir de modo não *ad hoc* os indivíduos constituintes dessa classe para verificar se o referido fenômeno está realmente ocorrendo.

O presente artigo busca cobrir essa lacuna através da análise da polarização da renda no caso brasileiro entre 1981 e 2003. Para tanto, utilizamos a própria renda como atributo para dividir os domicílios brasileiros em dois e três pólos. Nesse último caso, a metodologia permitirá inferirmos quais valores de renda dividem os domicílios entre os pertencentes às classes “baixa”, “média” e “alta” no Brasil.

O artigo está dividido em três seções, além desta introdução. Na segunda seção discutimos a idéia de polarização e apresentamos a metodologia a ser utilizada no trabalho. Na seção seguinte, apresentamos a base de dados utilizada bem como os resultados encontrados para o Brasil, além de uma comparação com os indicadores de polarização de outros países. Por fim, a seção 4 traz as conclusões do trabalho.

2 METODOLOGIA

Antes de apresentarmos formalmente a medida de polarização, é interessante analisarmos, por meio de um exemplo, a diferença existente entre esta e as medidas de desigualdade. Suponha que os indivíduos de uma sociedade pudessem ser agrupados de acordo com a renda, em quatro grupos, com o mesmo número de elementos cada, de tal modo que a representação gráfica fosse como 1A (Gráfico 1).

Nesse caso, a desigualdade é elevada, pois os indivíduos são distribuídos em apenas quatro níveis diferentes de renda. Por outro lado, a polarização é baixa, visto que todos os grupos de renda têm o mesmo tamanho. Entretanto, ao realizarmos uma redistribuição de renda, de tal modo que passemos para a situação de 1B (Gráfico1), ocorrem *redução* na desigualdade de renda e *aumento* da polarização. A desigualdade diminui porque a renda passa a ser concentrada em apenas duas classes, ou seja, diminui a distância entre os indivíduos; já a polarização aumenta, pois há uma concentração populacional maior em cada uma das classes de renda. Assim, esse exemplo demonstra que a utilização de medidas de desigualdade pode levar a um resultado discrepante em relação ao que seria apontado por um índice de polarização.

1. Para evidências sobre desigualdade de renda no Brasil, ver, por exemplo, Firpo, Gonzaga e Narita (2003) e Barros, Henriques e Mendonça (1999). Para evidências sobre pobreza, ver Rocha (2005).

GRÁFICO 1

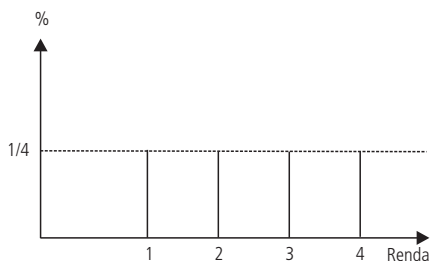
Diferença entre polarização e desigualdade


Figura 1A

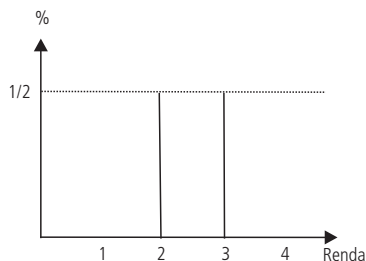


Figura 1B

Fonte: Elaboração dos autores com base em Esteban e Ray (1994).

Esteban e Ray (1994), no seu trabalho pioneiro acerca da polarização, apontam que, para o cálculo da polarização da renda, é necessário classificar os indivíduos em grupos (por exemplo, na figura anterior, dois e quatro grupos). Assim, duas informações necessárias para o cálculo da polarização são a proporção de indivíduos em cada grupo e a renda média do grupo. Com base em uma série de axiomas, Esteban e Ray (1994) definem a medida de polarização como:

$$P(\pi, y) = \sum_i \sum_j \pi_i^{1+\alpha} \pi_j |\mu_i - \mu_j| \quad \alpha \in [1; 6] \quad (1)$$

onde π_i e π_j representam a proporção de indivíduos nos grupos i e j ; μ_i e μ_j são as rendas (médias) dos indivíduos dos grupos i e j . O termo $|\mu_i - \mu_j|$ capta a diferença absoluta nas rendas médias entre os grupos i e j . Assim, quanto maior for a distância entre as rendas dos grupos, maior tende a ser a polarização. O parâmetro α indica o peso dado ao tamanho dos grupos na medida de polarização.³

Uma limitação da análise desenvolvida por Esteban e Ray (1994) é que ela é apropriada para a formação de grupos definidos de maneira exógena, de acordo com atributos qualitativos como sexo, região, raça e religião, ou seja, variáveis qualitativas. Por sua vez, não há nenhum critério *a priori* para a divisão dos indivíduos de acordo com variáveis quantitativas, como, por exemplo, a renda. Na verdade, na medida em que as rendas dos indivíduos de um mesmo grupo não são

2. Para uma derivação dos limites de α , ver Esteban e Ray (1994).

3. Para mais detalhes sobre a medida de polarização, ver Esteban e Ray (1994).

iguais, deixa de ser trivial realizar essa separação. Note-se que esse problema não ocorreria em um estudo da polarização da renda de acordo com a religião, por exemplo.

Para tentar resolver o problema de como dividir a sociedade de acordo com grupos ou classes de renda, Esteban, Gradín e Ray (2007) – daqui em diante, EGR (2007) – propõem uma extensão da medida apresentada por Esteban e Ray (1994). Em linhas gerais, a idéia é que, ao tratar os indivíduos de uma mesma classe de forma homogênea, ou seja, como se ganhassem a mesma renda, estamos cometendo um erro de aproximação. Obviamente, o erro será menor quanto mais parecidos os membros de cada classe forem entre si.

A idéia é, então, deduzir de (1) esse erro, de modo que a medida de polarização proposta pelos autores é dada por:

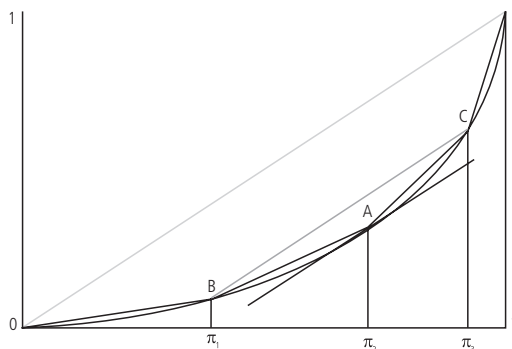
$$P(f, \alpha, \beta) = P(\pi, y) - \beta \varepsilon \quad (2)$$

onde $P(\pi, y)$ é a medida de polarização apresentada por Esteban e Ray (1994) e ε é o erro de aproximação cometido. O parâmetro β mede o peso que atribuímos ao erro de medida e é escolhido de forma *ad hoc* pelo pesquisador.

EGR (2007) mostram que o erro de aproximação é minimizado quando escolhemos os valores de renda que dividem os grupos da seguinte forma: a renda que divide quaisquer dois intervalos adjacentes deve ser igual à renda média desses dois intervalos. Graficamente, a minimização do erro corresponde a minimizar a área entre a curva de Lorenz original e a representação linear em intervalos discretos dessa mesma curva, como mostra o gráfico 2 para quatro grupos.

GRÁFICO 2

Representação com n pólos minimizadores do erro: quatro grupos



Assim, o erro de medida ótimo seria dado pela diferença entre o coeficiente de Gini observado e o calculado, assumindo-se que todos os indivíduos de um grupo tenham a mesma renda. Ou seja:

$$\varepsilon = G(f) - G(\rho) \quad (3)$$

onde $G(f)$ representa o coeficiente de Gini da distribuição de renda observada e $G(\rho)$ representa o valor do coeficiente de Gini caso todos os indivíduos de um mesmo grupo tivessem a mesma renda. Combinando (2) e (3), chegamos à medida de polarização ampliada proposta por EGR (2007):

$$P(f, \alpha, \beta) = P(\pi, \gamma) - \beta[G(f) - G(\rho)] \quad (4)$$

O termo entre colchetes – desigualdade total menos desigualdade entre os grupos – mede a desigualdade dentro dos grupos. Desse modo, quanto maior for a dispersão dentro de cada grupo, menor será a polarização de uma dada representação ρ .

Esta será a medida de polarização utilizada neste trabalho. Iremos calculá-la para a divisão dos domicílios em dois e três grupos. Em particular, um subproduto adicional da análise da divisão dos domicílios para três grupos é a obtenção dos valores monetários que definem as classes baixa, média e alta de renda de forma não *ad hoc*.

Em suma, inicialmente, iremos encontrar os valores γ_i , π e μ_i que definem a representação ρ da distribuição de renda observada f . Em seguida, obtemos a desigualdade dentro dos grupos $[G(f) - G(\rho)]$ e, por fim, calculamos a medida de polarização definida por (4).

3 DADOS E RESULTADOS

3.1 Dados

A fonte das informações do trabalho são os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) para os anos de 1981, 1992 e 2003. Trabalhamos com três diferentes variações da renda domiciliar:⁴ a renda domiciliar *per capita*,

4. A renda domiciliar foi calculada somando-se a renda de todas as fontes de todos os indivíduos do domicílio, excluindo-se pensionistas, empregados domésticos e parentes de empregados domésticos. Também foi utilizado o peso do domicílio disponibilizado na Pnad a fim de garantir a representatividade dos resultados.

que denominaremos *RPC*, e a renda domiciliar ajustada por duas diferentes escalas de equivalência. Na primeira, dividimos a renda domiciliar pela raiz quadrada do número de pessoas do domicílio, a qual chamaremos *REQ1*; na segunda, utilizamos os pesos de adultos e crianças, de acordo com a escala de equivalência da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), que chamaremos *REQ_OCDE*. Assim:

$$RPC = \text{renda domiciliar} / n$$

$$REQ1 = \text{renda domiciliar} / (n)^{1/2}$$

$$REQ_OCDE = \text{renda domiciliar} / (1 + 0,4n_{\text{criança}} + 0,7n_{\text{adulto}})$$

onde n é o número de pessoas no domicílio; $n_{\text{criança}}$ é o número de pessoas de até 17 anos no domicílio; n_{adulto} é o número de adultos no domicílio além do chefe. Por fim, cabe ressaltar que nossa unidade de análise será o *domicílio* e não a pessoa. Essa escolha foi feita para permitir a comparação dos nossos resultados com os de EGR (2007).

3.2 Resultados

A tabela 1 apresenta a medida de polarização estendida, considerando $\beta = 1$ e três valores diferentes de α (1; 1,3; e 1,6). Inicialmente, cabe destacar que a medida de polarização não é diretamente comparável ao índice de Gini. Além disso, o valor mínimo da polarização é zero (quando só há um grupo de indivíduos, todos com a mesma renda), e o limite superior depende de quantos grupos estamos considerando e da distância de renda entre eles, não havendo um valor máximo específico. Esteban e Ray (1994) mostram que a polarização é máxima quando a população é dividida em dois grupos de mesmo tamanho, com a maior distância de renda entre eles.

Um primeiro aspecto a ser destacado na tabela 1 é que a polarização da renda *per capita* é maior que nos outros critérios de renda, o mesmo ocorrendo com o coeficiente de Gini. Assim, na medida em que damos menos peso às pessoas do domicílio, há uma redução da desigualdade e da polarização. Isso se deve ao fato de que os domicílios com menor renda no Brasil apresentam mais moradores, sejam adultos ou crianças.

TABELA 1

Medida de polarização estendida e Gini – 1981, 1992 e 2003

	RPC				REQ1				REQ_OCDE			
	$\alpha = 1$	$\alpha = 1,3$	$\alpha = 1,6$	Gini	$\alpha = 1$	$\alpha = 1,3$	$\alpha = 1,6$	Gini	$\alpha = 1$	$\alpha = 1,3$	$\alpha = 1,6$	Gini
2 grupos												
1981	0,2955	0,2283	0,1763	0,5918	0,2726	0,2080	0,1577	0,5582	0,2710	0,2071	0,1574	0,5556
1992	0,2819	0,2170	0,1669	0,5827	0,2660	0,2020	0,1522	0,5545	0,2660	0,2029	0,1539	0,5546
2003	0,2832	0,2185	0,1686	0,5798	0,2687	0,2062	0,1578	0,5503	0,2690	0,2067	0,1584	0,5524
3 grupos												
1981	0,2865	0,2047	0,1458	0,5918	0,2677	0,1890	0,1324	0,5582	0,2656	0,1873	0,1311	0,5556
1992	0,2681	0,1849	0,1253	0,5827	0,2587	0,1798	0,1232	0,5545	0,2567	0,1780	0,1215	0,5546
2003	0,2595	0,1757	0,1160	0,5798	0,2536	0,1743	0,1176	0,5503	0,2541	0,1748	0,1180	0,5524

Obs.: *RPC* = renda *per capita*; *REQ1* = renda equivalente; e *REQ_OCDE* = renda equivalente OCDE.

Ao se comparar as medidas dos anos de 1981 e 1992, para $n = 2$, verifica-se um declínio, em torno de 5%, para a *RPC* nos anos 1980, seguido de um discreto aumento de 1% até 2003. Já *REQ1* e *REQ_OCDE* se apresentaram praticamente estáveis em todo o período. Para três grupos, por sua vez, percebe-se uma redução da polarização em todas as medidas de renda e para todos os valores de α , sendo que a queda mais forte (cerca de 20% entre 1981 e 2003) se dá para $\alpha = 1,6$. Portanto, ao considerarmos a divisão da sociedade em três grupos, a polarização se reduz proporcionalmente mais que o coeficiente de Gini entre 1981 e 2003.

Entretanto, se compararmos os resultados brasileiros com os dos países da OCDE estudados por EGR (2007), percebemos que a polarização no Brasil é muito maior do que nesses países.⁵ Por exemplo, analisando a representação tripolar da *REQ_OCDE* para $\alpha = 1$ no período 1989-1992 (dependendo do país), EGR (2007) encontram: 0,157 para os Estados Unidos; 0,154 no Reino Unido; 0,099 na Suécia; 0,111 na Alemanha; e 0,128 no Canadá. Por sua vez, a polarização no Brasil em 1992 foi de 0,257.

A tabela 2 apresenta o resultado da medida de polarização de Esteban e Ray (1994). Para a divisão em dois grupos, em quase todos os casos verifica-se certa estabilidade entre 1981 e 2003, ressaltando-se uma pequena queda para a renda *per capita*. Já para três grupos, todas as medidas apresentam redução. O resultado

5. EGR (2007) utilizam os dados do Luxembourg Income Study (LIS), que fornece distribuições de renda padronizadas para diversos países. O conceito de renda domiciliar definido pelo LIS é: renda do trabalho anual + renda de capital + renda de seguridade social + transferências sociais – impostos – contribuições obrigatórias, ajustadas pelas escalas de equivalência da OCDE.

TABELA 2

Medida de polarização de Esteban e Ray (1994) – 1981, 1992 e 2003

	RPC			REQ1			REQ_OCDE		
	$\alpha = 1$	$\alpha = 1,3$	$\alpha = 1,6$	$\alpha = 1$	$\alpha = 1,3$	$\alpha = 1,6$	$\alpha = 1$	$\alpha = 1,3$	$\alpha = 1,6$
2 grupos									
1981	0,4437	0,3764	0,3244	0,4154	0,3508	0,3006	0,4133	0,3494	0,2997
1992	0,4323	0,3674	0,3173	0,4102	0,3463	0,2965	0,4103	0,3472	0,2982
2003	0,4315	0,3668	0,3169	0,4095	0,3470	0,2986	0,4108	0,3484	0,3001
3 grupos									
1981	0,3531	0,2712	0,2124	0,3318	0,2531	0,1965	0,3296	0,2513	0,1950
1992	0,3361	0,2529	0,1933	0,3243	0,2454	0,1888	0,3230	0,2442	0,1878
2003	0,3279	0,2442	0,1845	0,3177	0,2384	0,1818	0,3185	0,2392	0,1824

Obs.: RPC = renda *per capita*; REQ1 = renda equivalente; e REQ_OCDE = renda equivalente OCDE.

contrasta com os obtidos por EGR (2007) para Estados Unidos, Reino Unido e Suécia, que encontram evidências de aumento dessa medida a partir dos anos 1980. Por outro lado, Canadá e Alemanha têm comportamento semelhante ao brasileiro, pelo menos até meados da década de 1990, ou seja, de ligeira redução da polarização.

Já a tabela 3 apresenta a dispersão intragrupos, ou seja, o termo de erro ε . Como já dissemos, a dispersão intragrupos mede o erro que estamos cometendo ao agregar os indivíduos em dois (ou três) grupos e tratá-los de forma homogênea. De modo geral, para dois grupos, o termo de erro é constante (da ordem de 0,14) em todas as medidas e períodos do tempo, implicando que a representação da distribuição de renda através de apenas dois grupos responde por cerca de 75% do coeficiente de Gini da distribuição original. Para a divisão em três grupos, a dispersão intragrupos é da ordem de 0,06, o que faz com que a representação tripolar da distribuição de renda responda por cerca de 88% do coeficiente de Gini original. Desse modo, fica claro que há enorme vantagem em se analisar a distribuição com três grupos, pois o nível de heterogeneidade entre os domicílios é muito menor do que na representação bipolar.

Por sua vez, os resultados de EGR (2007) apontam para um ligeiro crescimento da dispersão intragrupos ao longo do tempo nos Estados Unidos, no Reino Unido e na Suécia, e estabilidade na Alemanha e no Canadá nas representações bipolar e tripolar. EGR (2007) também mostram que a representação tripolar responde por cerca de 14% da dispersão em todos os países estudados. Portanto, no caso brasileiro, a dispersão intragrupos (cerca de 12%) é menor que nos países da OCDE.

TABELA 3

Dispersão intragrupos da polarização estendida – 1981, 1992 e 2003

	RPC		REQ1		REQ_OCDE	
	Valor absoluto	% Gini	Valor absoluto	% Gini	Valor absoluto	% Gini
2 grupos						
1981	0,1481	26,66	0,1428	25,70	0,1423	25,61
1992	0,1504	25,81	0,1443	26,02	0,1443	26,01
2003	0,1483	26,85	0,1408	25,49	0,1417	25,65
3 grupos						
1981	0,0666	11,25	0,0641	11,48	0,0640	11,52
1992	0,0680	11,66	0,0656	11,83	0,0662	11,95
2003	0,0685	11,81	0,0641	11,65	0,0644	11,66

Obs.: RPC = renda *per capita*; REQ1 = renda equivalente; e REQ_OCDE = renda equivalente OCDE.

Como EGR (1999, p. 12) argumentam, “o nível de polarização simples (...) bipolar depende do tamanho relativo dos (...) grupos e da distância entre as rendas representativas”. Um grupo de tamanho insignificante tem pouco peso na análise da polarização, assim como se a distância entre grupos for pequena. Dessa forma, para avaliar a importância desses dois fatores no cálculo da polarização, foram construídas as tabelas 4 e 5.

A tabela 4 apresenta, para cada período, a renda média normalizada dos grupos. Assim, em cada ano, o valor da renda foi dividido pela renda média do mesmo ano, de modo que a renda média normalizada fosse igual a 1 em cada período.

A parte superior da tabela 4 traz informações que evidenciam a grande disparidade de renda entre os grupos. Enquanto a renda *per capita* média dos mais pobres era de 0,3974, a renda do grupo mais rico equivalia a mais de 2,5 vezes a média global ($\mu = 1$) em 1981. Além disso, os resultados indicam que houve aumento na renda média do grupo 1 em todas as medidas. Por outro lado, houve ligeira redução da renda média no grupo de maior renda entre 1981 e 1992 em todas as medidas, com recuperação a partir de então para REQ1 e REQ_OCDE. Desse modo, para a renda *per capita*, esse movimento, *caeteris paribus*, diminuiu a polarização, já que os dois grupos se aproximaram. Nas outras medidas, a renda média do grupo de maior renda se manteve em cerca de 5,7 vezes a do grupo de baixa renda no período analisado. Entretanto, a tendência para os Estados Unidos foi distinta. EGR (2007) mostram que, de 1974 a 1979, a distância entre os grupos diminuiu, voltando a crescer a partir de então.

TABELA 4

Renda média normalizada dos grupos – 1981, 1992, 2003

	RPC		REQ1		REQ_OCDE				
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2			
2 grupos									
1981	0,3974	2,6823	0,4257	2,5013	0,4307	2,5088			
1992	0,4164	2,6679	0,4317	2,4752	0,4370	2,4751			
2003	0,4181	2,6693	0,4414	2,5338	0,4414	2,5517			
	RPC			REQ1			REQ_OCDE		
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3
3 grupos									
1981	0,2827	1,0284	4,3367	0,3077	1,0345	3,9061	0,3123	1,0275	3,8885
1992	0,2719	0,9438	4,0336	0,3068	0,9974	3,7994	0,3100	0,9855	3,8191
2003	0,2658	0,8862	3,9457	0,3074	0,9442	3,7337	0,3084	0,9375	3,7720

Obs.: *RPC* = renda *per capita*; *REQ1* = renda equivalente; e *REQ_OCDE* = renda equivalente OCDE.

TABELA 5

Tamanho relativo dos grupos – 1981, 1992, 2003

(Em %)

	<i>RPC</i>			<i>REQ1</i>			<i>REQ_OCDE</i>		
	Grupo 1	Grupo 2		Grupo 1	Grupo 2		Grupo 1	Grupo 2	
2 grupos									
1981	73,63	26,37		72,33	27,67		72,61	27,39	
1992	74,08	25,92		72,19	27,81		72,88	27,12	
2003	74,15	25,85		73,30	26,70		73,53	26,47	
	<i>RPC</i>			<i>REQ1</i>			<i>REQ_OCDE</i>		
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3
3 grupos									
1981	55,60	32,72	11,68	54,05	33,48	12,48	54,04	33,41	12,55
1992	50,89	36,22	12,89	52,31	34,70	12,99	52,25	34,78	12,97
2003	48,05	38,48	13,46	50,66	35,78	13,56	50,83	35,68	13,49

Obs.: *RPC* = renda *per capita*; *REQ1* = renda equivalente; e *REQ_OCDE* = renda equivalente OCDE.

Já a parte inferior da tabela 4 repete a análise para o caso de três grupos. Em todos os critérios de renda, o grupo intermediário foi o que experimentou as maiores reduções de renda relativamente à média. Assim, diminuiu a distância entre a renda média dos grupos 1 e 2 e aumentou a referente aos grupos 2 e 3. Enquanto a renda *per capita* média do grupo intermediário era 3,64 vezes maior que a do grupo mais pobre em 1981, a diferença caiu para 3,33 vezes em 2003. Por outro lado, a renda média do grupo 3 passou a ser 4,45 vezes maior que a do grupo 2 em 2003, em vez dos 4,22 de 1981. Por fim, cabe destacar que o grupo 1 melhorou relativamente ao grupo 3. No que toca à renda *per capita*, por exemplo, a distância entre as rendas médias passou de 15,34 para 14,84 entre 1981 e 2003.

Ao compararmos nossos resultados com os de EGR (2007), fica claro que na OCDE a renda média do grupo 3 era no máximo 5,4 vezes maior que a do grupo 1 na representação tripolar. Já para o Brasil, o número nunca foi menor que 12 vezes, o que permite caracterizar a diferença entre as rendas médias dos grupos como um fator importante para explicar a maior polarização da renda no Brasil.

A tabela 5 apresenta o tamanho relativo de cada um dos grupos em 1981, 1992 e 2003. Para a divisão em dois grupos, houve sensível aumento do tamanho relativo do grupo de renda mais baixa, o que contribuiu para reduzir a polarização. Entretanto, a magnitude da alteração é muito reduzida, justificando assim a pequena alteração do índice de polarização apresentado na tabela 2. Um fato interessante a ser destacado é que o Brasil era o país que possuía mais domicílios no grupo de menor renda (72,6% em 1981), seguido por Alemanha (61,0%), Reino Unido (59,5%), Canadá (58,5%), Estados Unidos (57,5%) e Suécia (53,6%). Isso deveria fazer com que a polarização no Brasil fosse *menor* que nos outros países, *caeteris paribus*, o que não ocorreu, devido à grande diferença entre as rendas médias dos grupos, já mencionada.

No entanto, ao analisarmos o caso tripolar, o resultado é distinto. Enquanto o grupo de menor rendimento diminuiu de tamanho em todo o período, os outros grupos cresceram, principalmente o intermediário, em todas as medidas de renda. Nesse aspecto, o caso americano é o que mais se assemelha ao do Brasil, já que em 1997 os grupos 1, 2 e 3 tinham 43%, 39% e 18% dos domicílios, respectivamente. Porém, enquanto nos Estados Unidos a fração de domicílios no grupo 1 vem crescendo, em detrimento dos demais, o oposto tem ocorrido no Brasil.

3.3 O que houve com a classe média?

Uma das implicações da análise de polarização baseada na escolha da divisão em três grupos é que ela fornece como subproduto os valores monetários que dividem as classes de renda – ou seja, os valores que minimizam a dispersão interna das classes relativamente à dispersão de toda a distribuição. Portanto, podemos usar

TABELA 6

Valores divisores das classes de renda – 1981, 1992, 2003

	RPC		REQ1		REQ_OCDE	
	Baixa → média	Média → alta	Baixa → média	Média → alta	Baixa → média	Média → alta
1981	216,21	742,58	412,90	1.284,20	304,11	939,97
1992	176,22	574,06	324,09	996,65	247,17	760,49
2003	238,00	761,00	409,50	1.264,00	319,82	995,89

Obs.: Valores em reais de 2003, deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (INPC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

os grupos definidos pela metodologia para traçar limites não *ad hoc* entre as diferentes classes de renda (baixa, média e alta). Dessa forma, apresentamos a seguir os valores de renda que dividem os grupos, medidos em valores reais de 2003.

O primeiro ponto a ser destacado é que os limites de renda calculados incluem na classe alta grande parte da população brasileira que se diz pertencente à classe média. Assim, por exemplo, uma família que tivesse quatro membros e cuja renda mensal fosse maior que R\$ 3.044 em 2003 pertenceria à classe alta. Entretanto, a conclusão a que se chegaria com base no senso comum é de que essa família pertenceria à classe média.

Cabe notar também que o ano de 1992 apresentou os menores valores divisores da classe. Assim, uma família com quatro elementos nesse ano, cuja renda mensal fosse maior que R\$ 704,88, já pertenceria à classe média; e se ganhasse mais de R\$ 2.296,24 por mês, faria parte da classe alta.

Portanto, esses resultados desfazem um mito no Brasil de que a classe alta é composta apenas por algumas famílias multimilionárias. A verdade é que cerca de 13% dos domicílios brasileiros podem ser considerados de classe alta. Uma questão que poderia ser levantada e que justificaria a aparente percepção equivocada das pessoas quanto à classe a que pertencem é o fato de a renda não oriunda do trabalho não ser tão bem captada pela Pnad como a renda do trabalho. Assim, haveria uma subestimação dos valores da renda, principalmente entre os mais ricos, fazendo com que o valor divisor de renda das classes fosse menor do que deveria ser. Outra possível explicação para essa percepção é que a classe alta pode se considerar como pertencente à classe média por ter como referência não os outros níveis de renda no Brasil, mas a renda e o padrão de vida da classe média de países com renda mais elevada.⁶

6. Agradecemos a um parecerista anônimo por essas observações.

Entretanto, qualquer uma das duas hipóteses é de difícil verificação, seja devido à indisponibilidade de bases de dados alternativas que contenham informação quanto a outras rendas do domicílio, seja pela dificuldade em se constatar em relação a quem a classe alta se identifica.

Por outro lado, um elemento alarmante nessa questão é que a renda necessária para se passar da classe baixa para a classe média no Brasil é extremamente baixa quando comparada ao padrão internacional.

4 CONCLUSÕES

O presente artigo teve como objetivo apresentar o conceito de polarização da renda e propor o cálculo de uma medida de polarização para o Brasil. Embora essa medida guarde alguma relação com os índices de desigualdade, ela procura identificar a formação de grupos na distribuição de renda. Nesse sentido, a partir da metodologia proposta por EGR (2007), avaliamos o grau de polarização da distribuição de renda, tomando como unidade de análise os domicílios brasileiros.

Os resultados sugerem que tanto ao dividirmos os domicílios em dois grupos quanto em três, obtivemos níveis de polarização que se mostraram alinhados com a sensível redução do índice de Gini verificada entre 1981 e 2003.

Ao compararmos os resultados para o Brasil com os de EGR (2007) para Estados Unidos, Reino Unido, Alemanha, Canadá e Suécia, fica claro o motivo pelo qual a polarização no Brasil é bem maior que nesses países. A distância entre a renda média das diferentes classes de renda é muito maior no caso brasileiro. Portanto, apesar de ter a maior proporção de indivíduos no grupo de menor renda – fator que reduziria a polarização –, isto não é suficiente para contrabalançar o efeito da enorme distância da renda média dos grupos.

Por outro lado, o Brasil vem gradativamente experimentando reduções no tamanho relativo da classe baixa, em favor sobretudo da classe média. Assim, conclui-se que o tão comentado fenômeno de desaparecimento da classe média não vem ocorrendo no Brasil. Essa percepção equivocada decorre do fato de que o limite de renda que divide as classes média e alta não é muito elevado. Assim, muitas das famílias que se consideram pertencentes à classe média fazem parte, na verdade, da classe alta. Como a proporção de domicílios considerados de alta renda também cresceu, pode ser que parte dessas famílias passou a se deparar com maiores dificuldades financeiras. Entretanto, provavelmente essas dificuldades não foram suficientes para que elas migrassem para a classe média.⁷

7. É claro que deve ter havido mobilidade de domicílios entre as diferentes classes. O ponto a ser ressaltado é que o saldo líquido é de aumento dos domicílios pertencentes às classes média e alta no Brasil.

A importância de se conseguir definir de modo não *ad hoc* a separação das classes de renda é significativa. Por exemplo, o governo pode estar adotando políticas sociais cujo objetivo seja ajudar os domicílios mais pobres, mas essas ajudas acabam sendo capturadas (pelo menos em parte) por famílias da classe alta. Um exemplo disso é o crédito habitacional. A disponibilidade de linhas de crédito para a dita “classe média” (na verdade, classe alta) acaba reduzindo a oferta de crédito para habitação destinada à população mais carente.⁸

Por fim, da mesma forma que em relação à desigualdade, devemos fazer um esforço para identificarmos as causas dessa grande distância entre as rendas médias dos grupos, que gera a elevada polarização verificada no Brasil entre 1981 e 2003.

ABSTRACT

This article analyzes the income polarization in Brazil for 1981 and 2003 based on Esteban, Gradín e Ray (2007). The polarization falls slightly in the period, following the trend of the Gini coefficient. However, the polarization level is high in Brazil, if compared to other countries. The key determinant of this fact is the huge difference in average income of the considered groups. The article also presents non *ad hoc* definitions for upper, middle and lower income classes and shows that households with monthly per capita income over R\$ 761 in 2003 belonged to upper class.

REFERÊNCIAS

- BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. S. P. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, 1999.
- ESTEBAN, J. M.; GRADÍN, C.; RAY, D. Extensions of a measure of polarization with an application to the income distribution of five OECD countries. *Maxwell School of Citizenship and Public Affairs – Syracuse University, Working Paper*, n. 218, p. 1-31, 1999.
- _____. An extension of a measure of polarization, with an application to the income distribution of five OECD countries. *Journal of Economic Inequality*, v. 5, n. 1, p. 1-19, 2007.
- ESTEBAN, J. M.; RAY, D. On the measurement of polarization. *Econometrica*, v. 62, n. 4, p. 819-852, 1994.
- FIRPO, S. P.; GONZAGA, G.; NARITA, R. Decomposição da evolução da desigualdade de renda no Brasil em efeitos idade, período e coorte. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 33, n. 2, 2003.
- KUTTNER, B. The decline middle. *Atlantic Monthly*, n. 252, p. 60-71, 1983.
- ROCHA, S. *Pobreza no Brasil: afinal, de que se trata?* Rio de Janeiro: Editora FGV, 2005.

8. Por exemplo, em maio de 2006 a Caixa Econômica Federal dispunha de linhas de crédito habitacional “populares” para famílias cuja renda mensal era de no máximo R\$ 4.900. De acordo com os resultados, para que essa família fosse de classe média, ela precisaria ter 6,4 membros, número bem maior do que o efetivamente verificado na maioria das famílias com essa faixa de renda.

ROSENTHAL, N. H. The shrinking middle class: myth or reality? *Monthly Labour Review*, v. 108, n. 3, p. 3-10, 1985.

THUROW, L. The disappearance of the middle class. *New York Times*, section 3, p. 2, 1984.

WOLFSON, M. C. When inequalities diverge. *American Economic Review*, v. 84, n. 2, p. 353-358, 1994.

(Originais recebidos em fevereiro de 2007. Revistos em abril de 2007.)

VULNERABILIDADE À POBREZA NO BRASIL: MEDINDO RISCO E CONDICIONALIDADE A PARTIR DA FUNÇÃO DE CONSUMO DAS FAMÍLIAS*

Rafael Perez Ribas**

Apesar de muitas famílias serem não-pobres hoje, algumas delas estão suscetíveis à pobreza em períodos subseqüentes, devido a eventos conjunturais ou particulares. Essa suscetibilidade está ligada a um conceito de vulnerabilidade, que representa a perda de bem-estar causada pela incerteza de eventos e pela ausência dos instrumentos necessários para o seu gerenciamento. Seguindo essa idéia, através de uma função de consumo, o objetivo deste artigo é analisar o bem-estar da população no Brasil, expandindo medidas estáticas de pobreza a fim de incluir aspectos dinâmicos de vulnerabilidade. A fonte de dados utilizada é a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003. Como essa base possui informações para apenas um período, utiliza-se um algoritmo de replicação *bootstrap* para simular o processo estocástico de consumo das famílias. Analisando-se a relação entre indicadores de pobreza e de vulnerabilidade, verifica-se que os pobres são os mais vulneráveis, devido ao seu baixo nível de consumo esperado. Observa-se, contudo, que o baixo nível de consumo permanente está ligado à redução dos riscos incorridos.

1 INTRODUÇÃO

Ao investigar o passado, identificam-se aqueles indivíduos ou famílias que persistentemente se situaram na pobreza, chamados “pobres crônicos”, e aqueles que apenas transitaram por essa situação, ou seja, os chamados “pobres transitórios”. Da mesma forma, apesar de muitas famílias serem atualmente não-pobres, numa perspectiva futura algumas delas são reconhecidamente vulneráveis à pobreza. Isso porque, em períodos subseqüentes, determinados eventos conjunturais ou particulares podem empurrá-las para a pobreza.

De acordo com os números da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), entre 2002 e 2004 a proporção de pobres na população brasileira passou de um patamar entre 28% e 30% para algo próximo a 26%, sendo que, no último ano, foi registrada uma proporção de 25% (IBRE/FGV, 2005). Esses números são, em muito, reflexo da redução gradual da pobreza em áreas rurais e urbanas não-metropolitanas desde 1995, após a estabilização macroeconômica. No entanto, nesse mesmo período, nas regiões metropolitanas, identifica-se um processo contrário

* Este artigo é derivado da dissertação de mestrado *Permanência, transição, vulnerabilidade? Três análises dinâmicas sobre a pobreza no Brasil*, orientada pela professora Ana Flávia Machado. O autor agradece os comentários de Ana Flávia Machado, André Braz Golgher, Ana Maria Hermeto Oliveira, Simone Wajnman, Sergei Soares e de três pareceristas anônimos. Apesar disso, o autor permanece como o único responsável por eventuais erros e omissões.

** Pesquisador do Centro Internacional de Pobreza (IPC) e do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (UNDP).

de agravamento do problema, a chamada “metropolização da pobreza” (SILVA; TAFNER, 2005).

Apesar da gradual redução da pobreza no Brasil, com o processo de migração para ambientes metropolitanos, caracterizados por uma instabilidade econômica maior, pouca convicção se tem sobre a estabilidade do bem-estar da população de baixa renda. Segundo Wood (2003), autoridades corretamente direcionadas para o combate à pobreza são aquelas que buscam justamente criar as condições necessárias para as pessoas saírem da sua condição de privação para um estado mais seguro, sustentado e não-vulnerável de bem-estar. No entanto, muitos governos fracassam nessa busca, pois acabam envolvidos na reprodução das condições sociais, econômicas e políticas que criam barreiras de incerteza e insegurança ao movimento de redução da pobreza. Morduch (1994) aponta que, além de questões estruturais, outros fatores, como instituições financeiras e de seguridade social pouco desenvolvidas, contribuem para a pobreza em países em desenvolvimento, caracterizando o problema como um processo estocástico.

Dessa forma, um conceito relevante de análise do bem-estar de uma população é o de vulnerabilidade, que se refere à relação entre pobreza, risco e esforços para o gerenciamento desse risco. Vulnerabilidade é, consensualmente, definida como a perda de bem-estar causada pela incerteza de eventos. Em termos de análise, vulnerabilidade pode ser decomposta em componentes de uma chamada “cadeia de risco”: risco ou incerteza de eventos; opções de gerenciamento ou respostas ao risco; e resultados em termos de perda de bem-estar.

Seguindo a estrutura conceitual de análise de vulnerabilidade à pobreza proposta por Hoddinott e Quisumbing (2003) e considerando, através do uso de uma função de consumo, as possíveis respostas das famílias suscitadas em ambientes de incerteza, o objetivo deste artigo é analisar o bem-estar da população brasileira, expandindo medidas estáticas de pobreza a fim de incluir outros aspectos dinâmicos de vulnerabilidade de famílias e indivíduos.

Para mensurar aspectos dinâmicos do bem-estar de uma população, são necessárias informações de famílias (ou indivíduos) acompanhadas longitudinalmente em um painel. No entanto, no Brasil, essas informações são limitadas, sobretudo em relação a gastos com consumo, indicador-base de bem-estar neste trabalho. A fonte de dados utilizada é a POF de 2002-2003, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que possui informação para apenas um período. Devido a essa limitação, para a estimação de medidas de vulnerabilidade, é utilizado um algoritmo de replicação *bootstrap* para simular o processo estocástico de consumo das famílias.

O artigo está estruturado em mais cinco seções, além desta introdução. Na segunda seção, é apresentada uma breve revisão da literatura sobre o conceito de

vulnerabilidade. Em seguida, apresenta-se a estrutura conceitual determinante da vulnerabilidade do consumo das famílias, assim como as medidas adotadas para investigação empírica. Na quarta seção, os métodos de estimação da renda, do consumo e da vulnerabilidade das famílias são descritos, assim como a fonte e o tratamento das informações utilizadas. Os resultados são analisados na quinta seção. Por fim, na sexta seção, algumas conclusões são expostas.

2 DEFINIÇÃO E BREVE DISCUSSÃO SOBRE VULNERABILIDADE

Vulnerabilidade pode ser definida como a perda de bem-estar, sob normas socialmente aceitas, causada pela incerteza de eventos, associada à ausência de instrumentos apropriados para gerenciá-la (WORLD BANK, 2001). Esses eventos podem ser uma mudança climática, a perda de um emprego, uma despesa não esperada, uma doença, uma recessão econômica, entre outras coisas. De fato, esse aspecto da vulnerabilidade das famílias não é captado quando a pobreza é definida como uma função dos gastos correntes sobre um patamar de referência.

Considerando a diferença entre pobreza e vulnerabilidade, Wood (2003) e Beard (1998) salientam a importância de se centrar em políticas de bem-estar não só sobre indivíduos que estão na pobreza, mas também sobre aqueles altamente vulneráveis a ela. De fato, pobreza e vulnerabilidade não são conceitos sinônimos, mas estão intrinsecamente relacionados, pois muitas famílias pobres estão certamente vulneráveis a privações futuras. No entanto, a identificação prévia dessas famílias vulneráveis é mais complexa que a simples identificação estática das famílias pobres, pois é uma avaliação explicitamente *forward-looking* por definição, que depende da profundidade do choque ao qual a família está exposta.¹

Segundo Hoddinott e Quisumbing (2003), a estrutura conceitual de análise da vulnerabilidade de famílias parte inicialmente da ligação dessa condição a três aspectos: as fontes de riscos que as famílias enfrentam, a disponibilidade de recursos (públicos e privados) e as técnicas acessíveis ao gerenciamento desses riscos. O núcleo dessa estrutura é compreendido por três componentes: o ambiente ou arranjo (físico, social, legal, político e econômico) onde as famílias residem (*settings*), as dotações familiares (*assets*) e as atividades geradoras de renda para a família (*activities*).

Os ambientes variam muito entre diferentes locais, regiões, países etc. Cada ambiente possui suas fontes de risco comum (agregadas), seus instrumentos de gerenciamento *ex ante* do risco e suas respostas *ex post* dos choques. Dentro dessa

1. Além da sua severidade, esses choques podem ser ainda classificados pela esfera em que ocorrem (individual, comunitária, conjuntural), pela natureza do evento (econômica, política, climática) e pela frequência com que se repete (WORLD BANK, 2001). Sobre a taxonomia dos choques, ver tabela 1 de Hoddinott e Quisumbing (2003).

estrutura, as famílias são possuidoras de capital (físico, natural, humano, financeiro e social) e força de trabalho (capacidade de trabalhar por conta própria ou como empregado). Essas dotações são os fatores de produção que determinam, sozinhos ou em conjunto, a trajetória de renda familiar ao longo do tempo. A alocação desses fatores em diferentes atividades é, por sua vez, condicionada ao próprio arranjo em que as famílias residem. O resultado dessa alocação é a renda familiar, que, por sua vez, é o determinante de consumo e, conseqüentemente, de pobreza e vulnerabilidade (HODDINOTT; QUISUMBING, 2003).

Portanto, as famílias podem gerenciar o risco sobre seu consumo de diversas formas, usando instrumentos formais e informais, dependendo do acesso a eles. As respostas a choques *ex post* podem ocorrer através do saque de parte da poupança familiar, guardada nas mais diversas formas de ativos, da solicitação de empréstimos ao mercado de crédito, entre outras ações, buscando manter o padrão de consumo.

Neste trabalho, a função de consumo que modela esse gerenciamento parte da hipótese originalmente formulada por Modigliani (1949) e Friedman (1957). De acordo com essa hipótese, a família planeja seu consumo justamente de acordo com o que espera ganhar, em termos de renda, no futuro. As mudanças na decisão de consumo e no planejamento intertemporal só ocorrem no momento em que um choque não-antecipado, ou não-contornável, ocorre na renda. Logo, os mais diversos choques, aos quais a renda familiar está exposta, só surtirão efeito sobre a vulnerabilidade da família, avaliada sobre seu consumo, se elas não tiverem a capacidade de antecipá-los.

Importante salientar que algumas respostas *ex post* geram um mecanismo de *feedback* na decisão de consumo, alterando o nível de investimento da família nos mais diversos ativos (físicos, humanos, financeiros etc.) e, por conseqüência, o gerenciamento *ex ante* de choques futuros. Em relação a esse mecanismo *ex ante*, outra suposição sobre a função de consumo é que as famílias possuam um comportamento de aversão ao risco associado à convexidade da sua utilidade marginal. Com isso, dependendo dessa aversão ao risco, um aumento na incerteza sobre a renda reduziria o consumo presente das famílias em troca de uma poupança de precaução. No entanto, isso não dispensa a existência da relação entre consumo, C_{it} , e renda permanente, Y_{it}^P – implica apenas que a primeira é determinada por uma proporção da segunda (CABALLERO, 1990), tal que:

$$C_{it} = \beta_i Y_{it}^P \quad (1)$$

onde β_i é a propensão marginal a consumir da família i em relação à sua renda permanente, determinada pela sensibilidade da decisão do consumo sob risco e pela distribuição de probabilidade dos possíveis estados da natureza.

Deaton (1997) aponta que, em países em desenvolvimento, segundo algumas evidências, gastos com consumo e renda observada das famílias caminham juntos ao longo do ciclo de vida, refutando a hipótese do ciclo de vida de Modigliani (1949). No entanto, isso não implica que consumo e renda observada estejam fortemente correlacionados em curtos períodos de tempo (dias, meses ou anos). A suavização de “alta frequência”, associada à hipótese da renda permanente de Friedman (1957), revela a extensão em que famílias podem manter seus padrões de consumo e de vida frente a flutuações de curto prazo de suas rendas. Segundo Deaton, esse tipo de suavização é uma forma de assegurar o consumo na presença de risco e variações na renda.

Considerando-se vulnerabilidade como um resultado do processo de respostas das famílias a riscos, dado um conjunto de condições subentendidas, vulnerabilidade e variabilidade dos indicadores de interesse acabam se tornando termos sinônimos. Segundo Alwang, Siegel e Jorgensen (2001), variabilidade é uma dimensão crucial de vulnerabilidade, pois é uma medida composta que inclui probabilidade, frequência e severidade do desvio da norma de referência. No entanto, deve-se levar em conta que famílias são aptas a gerenciar riscos através da alocação de ativos, com instrumentos formais e informais de seguro e pela suavização de seu consumo. Diante de tais possibilidades, o foco sobre a variabilidade do consumo não diria tudo sobre o verdadeiro risco e, possivelmente, sobre a verdadeira vulnerabilidade ao risco (MORDUCH, 1994).

De acordo com Mosley e Verschoor (2005), uma condição determinante para gerar um círculo vicioso de pobreza é a própria incerteza dos acontecimentos e a aversão ao risco das famílias em acumular ativos nessas situações. Dessa forma, grande parte das famílias pobres encara uma insegurança crônica mais do que uma incerteza estocástica. Isso porque nem todos os choques que afetam as famílias são de fato choques, uma vez que elas possuem certa habilidade em antecipá-los, tomando decisões que as protegem em situações de risco.

Em relação às decisões tomadas por famílias de baixa renda, Wood (2003) aponta para um fenômeno representado pelo *trade-off* entre liberdade de ação independente, na busca por melhores condições de vida, e a necessidade de dependência em termos de segurança. Nesse caso, os pobres seriam dominados pelo comportamento de preferência intertemporal disfuncional. O autor define esse fenômeno como a “barganha faustiana” (*Faustian Bargain*), em que muitos pobres trabalham com a mesma lógica: permanecer seguro, permanecer pobre. Isso en-

volve a aceitação de truncar ambições de auto-aprimoramento e progresso a fim de assegurar um bem-estar básico.²

3 MEDIDAS DE VULNERABILIDADE

Há, na literatura, basicamente dois grupos de trabalhos que buscam lidar com medidas de vulnerabilidade. Um dos grupos trabalha com a abordagem de Vulnerabilidade como Exposição ao Risco (VER), o outro grupo utiliza as abordagens de Vulnerabilidade como Pobreza Esperada (VEP)³ e Vulnerabilidade como Utilidade Esperada (VEU). A abordagem VER é voltada à estimação de efeitos específicos e conjunturais dos choques observados sobre o consumo das famílias; esses efeitos retratam, por sua vez, a exposição a tais choques (DERCON; KRISHNAN, 2000; GAIHA; IMAI, 2002). Dessa forma, a estimação não mede, explicitamente, a vulnerabilidade; ela somente avalia se os choques observados geraram perdas no bem-estar.

No outro grupo de abordagens, seguido neste trabalho, as medidas VEP e VEU fazem referência a um indicador de bem-estar padrão, como uma linha de pobreza ou um limite inferior de consumo observado, e enumeram a probabilidade de estar futuramente abaixo desse padrão. Ambas as medidas são trabalhadas no nível individual/familiar, dada uma forma funcional para a avaliação de bem-estar e tendo por referência a distribuição dos gastos com consumo. Para esse tipo de indicador, é especificada uma função, $U : \Re^n \rightarrow \Re$, de transformação dos gastos com consumo da família i em valores reais. Dada a função U , a medida de vulnerabilidade da família i , no tempo t , é definida pela função:

$$V_{it} \equiv U(z) - EU(C_{it+1}) \quad (2)$$

onde C_i é o gasto observado da família i no consumo de bens e z pode ser o consumo equivalente de certeza das famílias ou uma determinada linha de pobreza.

O componente de utilidade esperada na medida de vulnerabilidade da família i pode ser expresso como:

$$EU(C_{it+1}) \equiv \sum_{\omega \in \Omega} \pi_{\omega, it+1} U(C_{\omega}) \approx \int_0^{\infty} f(C_{it+1}) \cdot U(C_{it+1}) dC_{it+1} \quad (3)$$

2. Segundo Wood (2003), para alterar as preferências no tempo e convencer as pessoas pobres a investir em seu futuro, as idéias de proteção, segurança e bem-estar social podem ser expressas, certamente, de forma mais geral, como uma função de desenvolvimento fundamental via alteração do comportamento de escolhas intertemporais. Em termos políticos, parece haver uma escolha básica de respostas, dependendo se o diagnóstico enfatiza estância de segurança, por meio de proteção social, ou de capacitações, por intermédio do investimento social.

3. A VEP pode ser chamada também de Vulnerabilidade à Linha de Pobreza (VPL) (PRITCHETT; SURYAHADI; SUMARTO, 2000).

onde $\pi_{\omega, it+1}$ é a probabilidade da família i associada aos estados da natureza $\omega \in \Omega$ e $f(\cdot)$ é uma função de densidade de distribuição.

Definida a medida pela expressão (2), a vulnerabilidade do conjunto de famílias I , no tempo t , é simplesmente medida por:

$$V_t \equiv \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I V_{it} \quad (4)$$

Nesse caso, a minimização da vulnerabilidade agregada é similar à maximização da função de bem-estar social, $\max_{\{C_{it+1}(\omega)\}} \sum_{i \in I} EU(C_{it+1})$, sujeita a alguma restrição agregada de recursos.

Os trabalhos de Chaudhuri, Jalan e Suryahadi (2002), Christiaensen e Subbarao (2002) e Suryahadi e Sumarto (2001), utilizando a abordagem VEP, especificam a função U , na medida (2), a partir da classe de medidas de pobreza P_α de Foster, Greer e Thorbecke (1984). Nesse caso, em particular, a medida de vulnerabilidade é representada como:

$$V_{it} = EP_\alpha(C_{it+1})^4$$

Nessas medidas de pobreza esperada, o parâmetro $\alpha > 1$ da função determina o grau de aversão ao risco das famílias. Como essa função é decrescente em relação ao consumo, quanto maior o valor do parâmetro maior é a convexidade da função e, portanto, maior é a aversão ao risco assumida. No entanto, para Ligon e Schechter (2004), a função P_α e, por consequência, a medida VEP são mal situadas na representação de atitudes de aversão ao risco. O primeiro problema ocorre porque essas medidas não atribuem peso nem, portanto, aversão ao risco às famílias com consumo acima da linha de pobreza. A segunda limitação é que, quando $\alpha > 1$, P_α implica uma aversão absoluta ao risco crescente em relação ao consumo, algo contrário à evidência empírica sobre preferências das famílias pobres.

Considerando essa limitação na medida P_α , Ligon e Schechter (2003) propõem uma especificação alternativa para a função de utilidade na medida de

4. Está implícito nessa abordagem que a função de bem-estar da família i é definida como:

$U(C_i) \equiv -P_\alpha(C_i) = -(\max\{z - C_i, 0\}/z)^\alpha$, de tal forma que $U(z) = 0$ e $EU(C_{it+1}) = -EP_\alpha(C_{it+1})$.

vulnerabilidade expressa em (2). Na então chamada abordagem VEU, a forma funcional sugerida é derivada de uma classe de funções de utilidade Von Neumann-Morgenstern, que associa bem-estar das famílias ao risco em que elas incorrem. Particularmente, os autores propõem o uso de membros da família de funções de utilidade *Constant Relative Risk Aversion* (CRRA), representada pela função:

$$U_{\gamma}(C_i) = \frac{C_i^{1-\gamma}}{1-\gamma},$$

onde o parâmetro γ determina a aversão relativa ao risco das famílias, pobres e não-pobres. Essa forma funcional é compatível com a intuição de que “ricos são mais tolerantes ao risco do que pobres” (DEATON; MUELLBAUER, 1980).

De acordo com Ligon e Schechter (2003, 2004), a medida de vulnerabilidade, tal como definida, pode ser decomposta em medidas distintas, não necessariamente ortogonais, de condição permanente/crônica e risco. Seguindo a proposta desses autores, a medida de vulnerabilidade em (2) é reescrita como:

$$V_i = \begin{aligned} & \left[U(z) - U(E(C_{it+1} | X_i)) \right] && \text{Permanente} \\ & + \left[U(E(C_{it+1} | X_i)) - EU(C_{it+1}) \right] && \text{Risco} \end{aligned} \quad (5)$$

Essa decomposição pode ser adotada utilizando-se qualquer uma das formas funcionais de U mencionadas anteriormente. Enquanto o consumo observado em $t + 1$ está sujeito aos mais diversos choques conjunturais e idiossincráticos de cada família, o consumo esperado em $t + 1$ é determinado, unicamente, pelas características inerentes às famílias, representadas no vetor X_i .

4 MÉTODO DE ESTIMAÇÃO DOS RENDIMENTOS, DO CONSUMO E DA VULNERABILIDADE

Para medir a vulnerabilidade de uma família (ou de uma população), não é possível confiar somente nos dados observados, pois o principal aspecto da noção de vulnerabilidade é que o bem-estar familiar não depende apenas do quanto de gasto em consumo foi realizado no presente. No entanto, como apenas informações de realizações passadas ficam disponíveis, a estimação deve recorrer a essas informações para calcular a probabilidade de possíveis resultados futuros.

Sem a disponibilidade de informações sobre a distribuição de resultados para cada família ao longo do tempo, Chaudhuri (2000) e Christiaensen e Subbarao (2002) sugerem uma alternativa para estimar a vulnerabilidade com o uso de informações em formato *cross-section*. Esse método é aplicado ainda nos trabalhos de Chaudhuri; Jalan e Suryahadi (2002) e Suryahadi e Sumarto (2001), ambos para o caso da Indonésia. Chaudhuri e Christiaensen e Subbarao propõem estimar a esperança e a variância do consumo das famílias com o uso do Método de Mínimos Quadrados Generalizados Estimados (FGLS). Dessa forma, a variabilidade heterocedástica *cross-sectional* serve como uma *proxy* da variabilidade intertemporal de cada família.

Ligon e Schechter (2004) criticam o método *cross-section* justamente pela dificuldade em separar aspectos de risco de aspectos de desigualdade entre as famílias. Algo que só seria possível por meio do controle de efeitos fixos de características não-observadas das famílias, via informações em painel. A importância desse controle depende de como as variáveis analisadas respondem à variação das características observadas. Sem o uso de informações em painel, é particularmente difícil ainda separar, para dada família, o que significa um risco agregado de um risco idiossincrático a ela. Kamanou e Morduch (2002) apontam que há forte suposição de homogeneidade nesse método, atribuindo a todas as famílias observadas a mesma distribuição de resultado. Na prática, a suposição de homogeneidade persiste, mesmo com uma medida de vulnerabilidade aprimorada por meio da desagregação da análise em região, grupos de renda etc.

Para superar essa limitação de homogeneidade, Kamanou e Morduch (2002) e Kühl (2003) propõem o uso do método de *bootstrap* para a geração de uma distribuição de possíveis resultados futuros para as famílias, baseado em suas características observadas. Através dessa geração, eles admitem que a verdadeira distribuição de resultados futuros poderia ser estimada para cada família da amostra. Em análises *cross-section*, o uso do método *bootstrap* pode possibilitar uma estimação mais precisa da vulnerabilidade das famílias. No entanto, certos aspectos ainda precisam ser assumidos nesse tipo de análise. Na ausência de informações em formato de um extenso painel, deve-se pressupor que o ambiente dos resultados é estacionário, que todos os efeitos fixos das famílias sobre os resultados são observados e que não há distinção entre risco agregado e idiossincrático às famílias. Deve-se deixar claro que, com informações em somente um ponto no tempo, a suposição de estacionariedade do ambiente implica uma definição de vulnerabilidade que é válida somente para um período muito curto de referência.

4.1 Renda permanente e renda transitória familiar

Caso a família resida em ambiente sem choques, a renda gerada pela alocação dos ativos em atividades é equivalente a uma renda familiar permanente. Porém, em

um ambiente de incerteza, a renda familiar observada em cada período pode flutuar em torno desse valor permanente. Esse desvio conseqüente de choques é definido como a renda transitória da família.

Segundo Deaton (1997), para distinguir a renda permanente da renda transitória da família, a formulação original de Friedman (1957) foi construída sobre uma analogia precisa (e completa) entre a primeira como uma renda estimada com precisão e a segunda como sendo análoga a uma medida de erro. Para decompor o ganho familiar total nessas duas partes, considera-se inicialmente a sua separação de acordo com cada uma de suas fontes. A renda familiar total, no período t , Y_{it} , é basicamente composta de três fatores: a remuneração da força de trabalho, L_{it} ; a remuneração dos ativos não-humanos (físicos e financeiros) da qual tem posse, R_{it} ; e a renda de transferências, D_{it} . Pode-se incluir ainda, nessa composição, a renda provinda de outras fontes diversas, O_{it} , como de jogos de azar, heranças e indenizações.

De acordo com os determinantes de cada componente da renda familiar, a renda permanente da família é provinda da esperança de renda do trabalho de seus membros, L_{it}^p , da remuneração esperada de seus ativos, R_{it}^p , e das transferências do governo garantidas por lei, D_{it}^p , como o caso das aposentadorias e pensões.⁵

Para estimar a renda permanente do trabalho da família, pode-se supor que L_{it} é função basicamente da quantidade e da qualidade da mão-de-obra. Do mesmo modo, considera-se que fatores regionais afetem a produtividade e a remuneração dessa mão-de-obra. Com isso, a renda do trabalho da família i , em t , pode ser representada por uma função log-linear definida como:

$$\ln L_{it} = l_1 + l_2 H_i + l_3 HH_i + l_4 Q_i + l_5 S_i + \xi_{it} \quad (6)$$

onde ξ_{it} é o termo de erro da função, e os parâmetros l são associados aos seguintes conjuntos de variáveis: H_i , que representa a força de trabalho familiar, medida pelas variáveis de estrutura familiar (número de membros, linear, quadrático e cúbico, e proporções de homens e mulheres por faixa etária); HH_i , que representa a qualidade da mão-de-obra familiar, medida por uma *proxy* formada pelas características do chefe da família (sexo, raça, idade linear e quadrática, escolaridade e estado conjugal); Q_i , que representa a qualidade do posto de trabalho da mão-de-obra familiar, medida por uma *proxy* a partir da posição na ocupação do chefe da família; S_i , que representa os aspectos de mercado de trabalho e de custo de vida não-observados, dados pelo conjunto de *dummies* regionais.

5. Cabe salientar que nem todas as transferências do governo são uma fonte de caráter permanente, como é o caso de transferências ligadas a políticas sociais compensatórias.

Para estimar a renda permanente dos ativos, o componente R_{it} é definido como função da proporção dos ativos não-humanos da família i , no tempo t , acumulados até o instante observado, A_i , e de um termo aleatório (transitório), ε_{it} . Ao mesmo tempo, essa relação entre ativos acumulados e seus retornos monetários é controlada pelas características da família, H_i , e de seu chefe, HH_i , que poderiam determinar a forma com que esses ativos são aplicados, e pelo ambiente onde ela reside, S_i . Devido ao fato de que a remuneração de ativos é observada com valor positivo somente em parte das famílias, a estimação é realizada sobre uma função da variável latente não-censurada, R_{it}^* , definida como:

$$R_{it}^* = \eta_1 + \eta_2 A_i + \eta_3 H_i + \eta_4 HH_i + \eta_5 S_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Buscando maior precisão, as funções (6) e (7) podem ser definidas de forma desagregada por região representativa. Ou seja, admite-se na estimação que o efeito do arranjo em que as famílias residem não se expressa somente por meio de um conjunto de *dummies* de controle S_i . A diferença entre ambientes também se reflete na diferença entre os valores dos parâmetros l , na função (6), e η , na função (7).

Supondo-se que todas as características explicativas das funções (6) e (7) são de caráter permanente,⁶ o valor predito de suas estimações é tomado como o estimador das remunerações permanentes. Por sua vez, o componente transitório da renda familiar, Y_{it}^T , é determinado pelo residual observado dessas esperanças condicionadas, L_{it}^T e R_{it}^T , pelas transferências observadas que não possuem caráter permanente, D_{it}^T , e pela renda provinda de fontes transitórias diversas, O_{it} . Esse residual pode ser explicado por fatores observados (choques conjunturais e idiossincráticos) e não-observados.

A especificação desse modelo de renda permanente poderia ser melhorada na medida em que incorporasse um modelo de escolhas ocupacionais dos membros da família, ou só do chefe, que estimasse a probabilidade de ocupação dessas pessoas. Dessa forma, choques no mercado de trabalho poderiam ser melhor contemplados na estimação da renda transitória. Contudo, a base de dados utilizada neste artigo (POF) não capta adequadamente questões relacionadas à oferta de trabalho dos indivíduos, até porque não tem esse intuito. De qualquer forma, essa base de dados possui uma vantagem ao medir a renda familiar por meio do total de ganhos anuais. Portanto, qualquer choque que envolva a perda de um emprego durante alguns meses, por exemplo, se refletirá em uma possível queda na renda média mensal da família. Isso não implica que a renda do trabalho será de valor 0

6. De caráter permanente se considerado uma análise de curto prazo, entre o período t e o período $t + 1$.

durante todo o ano. Esse choque simplesmente desviará a renda efetiva de sua trajetória permanente, dada pelos determinantes já descritos, e acarretará um componente transitório.

4.2 Estimação da função de consumo familiar

De acordo com Deaton (1997), uma forma conveniente para testar o modelo de renda permanente em análises empíricas é definir o gasto com consumo das famílias como função de sua renda permanente, Y_{it}^P , renda transitória, Y_{it}^T , e estrutura demográfica, H_i . Neste artigo, a função de consumo estimada é de formato log-linear. Ou seja, a função de consumo em relação à renda possui uma elasticidade constante. Com essa suposição, a função de consumo da família i , em t , pode ser escrita como:

$$\ln C_{it} = \beta_1 + \beta_2 \ln Y_{it}^P + \beta_3 \ln \left(1 + Y_{it}^T / Y_{it}^P \right) + \beta_4 H_i + v_{it} \quad (8)$$

onde v_{it} é um termo aleatório do consumo não-explicado por fatores observados, $\left(1 + Y_{it}^T / Y_{it}^P \right)$ é desvio transitório, no tempo t , da renda permanente da família i . Logo, o valor de β_2 indica a elasticidade do consumo à variação esperada na renda, enquanto o valor de β_3 aponta a (in)capacidade da família em antecipar choques em sua renda.

Pela equação (1), os parâmetros da função (8) devem ser, por hipótese, $\beta_2 > 0$ e $\beta_3 = 0$. Os casos em que as famílias não têm a capacidade de antecipar completamente os choques em sua renda são identificados quando $\beta_3 > 0$. Porém, segundo Deaton (1997), a simples desigualdade $\beta_2 > \beta_3$ sugere que famílias, apesar de não anteciparem completamente os choques em sua renda, seguem um comportamento de suavização de seu consumo em relação à renda. Tal desigualdade aponta para maior poupança da renda transitória frente à renda permanente.⁷

Supondo-se que as famílias observadas numa população possuam diferenças no comportamento de aversão ao risco e na capacidade de antecipar choques, admite-se que os parâmetros da função de consumo (8) poderiam assumir diferentes magnitudes, de acordo com a faixa de valores condicionais desse consumo. Com isso, a forma de estimação proposta para a função é por regressões centradas em diferentes quantis de valores condicionais do consumo familiar, utilizando o método de Minimização dos Desvios Absolutos (LAD), proposto originalmente por Koenker e Bassett (1978).

7. Apesar de os trabalhos como os de Musgrave (1979), Bhalla (1980) e Wolpin (1982) não encontrarem evidências de que $\beta_2 = 1$, todos eles identificam, em seus estudos, algum comportamento de suavização de consumo das famílias.

Com o conjunto de regressões quantílicas estimado, uma tipologia de consumo é definida a partir dos diferentes estimadores do vetor β , centrados em cada quantil q . O padrão de comportamento de consumo da família i , dentro dessa tipologia, segue os parâmetros da regressão quantílica que apresenta o menor módulo do resíduo entre todas as Q regressões estimadas, tal que, se essa família é do tipo q ,

$$|\hat{v}_{q,it}| = \min \{|\hat{v}_{1,it}|, \dots, |\hat{v}_{Q,it}|\} \quad (9)$$

onde $\hat{v}_{q,it}$ é o estimador LAD do componente não-explicado da função (8), para $q = \{1, \dots, Q\}$. Ou seja, o tipo de comportamento de consumo da família é definido pela regressão que minimiza a parte não-explicada desse consumo.

Na estimação quantílica, definem-se cinco tipos de famílias, correspondentes às regressões centradas nos quantis de 10%, 30%, 50%, 70% e 90% da distribuição condicionada do consumo. Dado que a família i é do tipo q , seu consumo permanente estimado, no tempo t , é definido como:

$$\hat{C}_{it}^P = \exp \left(\hat{\beta}_{1q} + \hat{\beta}_{2q} \ln \hat{Y}_{it}^P + \hat{\beta}_{4q} H_i \right) \quad (10)$$

enquanto o estimador do componente de risco, ou desvio transitório, de seu consumo é definido como:

$$\hat{\delta}_{it}^T = \exp \left(\hat{\beta}_{3q} \ln \left(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P \right) \right) \quad (11)$$

onde $\hat{\beta}_{kq}$ é o estimador LAD do parâmetro correspondente ao conjunto de variáveis k na regressão quantílica q . O termo $\exp(\hat{v}_{q,it})$ do consumo observado é denominado um componente não-explicado, pois não se conhece ao certo seu caráter (permanente ou de risco).

Uma implicação dessa decomposição é que a magnitude do desvio transitório será maior quanto pior for o ajuste da regressão das equações (6), (7) e (8). Portanto, a volatilidade tanto da renda quanto do consumo pode estar subestimada em

decorrência da impossibilidade de se captar os efeitos fixos das características não-observadas das famílias. Certamente, a estimação desse mesmo modelo obteria maior precisão caso estivéssemos trabalhando com dados de um extenso painel.

4.3 Transformação do consumo familiar

Para comparar vulnerabilidade a pobreza entre famílias, é necessário transformar seus consumos totais, C_{it} , em valores equivalentes ao número de membros de cada uma delas, c_{it} . Dessa forma, define-se um nível de consumo equivalente familiar composto por um componente de consumo equivalente permanente e pelo desvio transitório desse consumo, tal que

$$\hat{c}_{it} = \frac{\hat{C}_{it}}{\overline{\omega}_i} = \frac{\hat{C}_{it}^P}{\overline{\omega}_i} \hat{\delta}_{it}^T = \hat{c}_{it}^P \cdot \hat{\delta}_{it}^T \quad (12)$$

onde $\overline{\omega}_i$ é o deflator de equivalência familiar e $\hat{c}_{it}^P = \hat{C}_{it}^P / \overline{\omega}_i$ é o estimador do consumo equivalente permanente da família i , no tempo t .

O deflator de equivalência, adotado neste artigo, é obtido da própria função de consumo estimada, a partir da sensibilidade do consumo total à estrutura demográfica familiar de cada tipo q , tal que:

$$\hat{\omega}_i = n_i \cdot \exp(\hat{\beta}_{Aq} H_i) \quad (13)$$

onde n_i representa o número total de pessoas na família.⁸

4.4 Estimação da vulnerabilidade pela geração de amostras *bootstrap*

A partir do seu consumo equivalente no período t , a vulnerabilidade da família i é medida e decomposta pela função (5). O problema dessa medida encontra-se em estimar a distribuição do consumo das famílias para o cálculo do valor esperado da função de utilidade, expresso na função (3). A solução proposta para estimação, centrada numa simulação *ex ante*, é a utilização da técnica de geração de amostras *bootstrap*.⁹

8. Ainda não há no Brasil estudos conhecidos sobre estimação de uma escala de equivalência. A opção pelo uso desse deflator surge na tentativa de acrescentar algo nessa linha. Contudo, de acordo com alguns testes de robustez, essa escolha não gerou resultados muito contraditórios, em relação ao uso de outras escalas como a *per capita*.

9. Essa técnica, também chamada de método de reamostragem, foi introduzida por Efron (1979) como uma ferramenta numérica para estimar a distribuição de uma estatística ou uma característica dessa distribuição com precisão assintótica, em que soluções analíticas estão fora de alcance ou são de difícil obtenção. De fato, o método de *bootstrap* é frequentemente mais preciso em amostras finitas do que em aproximações assintóticas de primeira ordem, porém sem exigir a complexidade algébrica de expansões de ordem superior (Horowitz, 1999).

Como definido na equação (12), o consumo equivalente observado de cada família pode ser separado em dois componentes. O segundo desses componentes, $\hat{\delta}_{it}^T$, constitui a distribuição de termos aleatórios que define o consumo da família i , no tempo t , como um processo estocástico. O logaritmo desse termo aleatório constituirá a função de distribuição empírica (EDF) $\hat{F}$ que determina o processo de geração dos dados (DGP) *bootstrap*.

A partir do estimador do componente não-estocástico do consumo equivalente, supostamente igual entre dois períodos, $\hat{c}_{it}^P = \hat{c}_{it+1}^P$, e da EDF, $\hat{F}$, uma pseudo-amostra do logaritmo do consumo das famílias em $t + 1$ pode ser gerada da forma:

$$\ln c_{it+1}^* = \ln \hat{c}_{it}^P + \ln \hat{\delta}_{it+1}^{T*} = \ln \hat{c}_{it}^P + \hat{\beta}_{3q} \ln \left(1 + \hat{Y}_{it+1}^T / \hat{Y}_{it+1}^P \right)^* \quad \forall i \quad (14)$$

onde $\ln \hat{\delta}_{it+1}^{T*} = \hat{\beta}_{3q} \ln \left(1 + \hat{Y}_{it+1}^T / \hat{Y}_{it+1}^P \right)^*$ é o desenho aleatório gerado com a distribuição $\hat{F}$. Cabe destacar que, segundo a expressão (11), o termo aleatório gerado é determinado basicamente pelo logaritmo do desvio transitório simulado da renda permanente, $\ln \left(1 + \hat{Y}_{it+1}^T / \hat{Y}_{it+1}^P \right)^*$, e pelo seu efeito marginal sobre o logaritmo consumo equivalente da família, $\hat{\beta}_{3q}$, ou (in)capacidade de antecipar choques na renda.

Segundo Davidson e Flachaire (2001), a precisão da técnica de *bootstrap* depende se o DGP usado para o desenho da pseudo-amostra é tão próximo quanto possível do verdadeiro DGP que gerou os dados observados. No entanto, essa aproximação é dificultada em casos de heterocedasticidade de formato desconhecido entre as observações. Nesse caso, o verdadeiro DGP não pode ser replicado pelo DGP *bootstrap*. Para contornar esse problema, Wu (1986) propõe a utilização da técnica denominada *wild bootstrap*.¹⁰ Essa técnica consiste basicamente no uso de uma distribuição *bootstrapping* auxiliar e_{it+1}^* , tal que o termo estocástico do logaritmo da renda familiar é reescrito como:

$$\ln \left(1 + \hat{Y}_{it+1}^T / \hat{Y}_{it+1}^P \right)^* = \ln \left(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P \right) \cdot e_{it+1}^* \quad (15)$$

10. Mammen (1993) mostra, sobre uma variedade de condições, que essa técnica é assintoticamente justificada.

onde $\ln\left(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P\right)$ é a estimação do logaritmo do desvio transitório da renda na amostra original e e_{it+1}^* é o valor gerado do desenho aleatório, independente entre as famílias e dos dados originais, tal que $E(e_{it+1}^*) = 1$ e $Var(e_{it+1}^*) = 1$. Dessa forma, como o termo $\ln\left(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P\right)$ é constante na construção da pseudo-amostra, o termo aleatório $\ln\left(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P\right) \cdot e_{it+1}^*$ segue uma distribuição heterocedástica $N\left(\ln\left(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P\right), \ln\left(1 + \hat{Y}_{it}^T / \hat{Y}_{it}^P\right)\right)$.

Na aplicação da técnica de *wild bootstrap*, da amostra original de valores estimados $\{\hat{c}_{1t}, \dots, \hat{c}_{it}, \dots, \hat{c}_{It}\}$, é desenhada uma nova amostra de tamanho I dessa distribuição, através de um gerador de números aleatórios e_{it+1}^* . O processo é repetido B vezes e, em cada interação b , uma amostra aleatória de tamanho I é gerada. A correspondente distribuição simulada de consumo $\left[c_{t+1}^{*(1)} \dots c_{t+1}^{*(b)} \dots c_{t+1}^{*(B)}\right]$, onde $c_{t+1}^{*(b)} = \{c_{1t+1}^{*(b)}, \dots, c_{It+1}^{*(b)}\}$ para $b = 1, \dots, B$, expressa a variabilidade do consumo decorrente de choques transitórios na renda para cada família.

Com a geração das B pseudo-amostras, duas abordagens distintas de análise de vulnerabilidade são possíveis, dependendo da direção em que a matriz $\left[c_{t+1}^{*(1)} \dots c_{t+1}^{*(b)} \dots c_{t+1}^{*(B)}\right]$ é integrada. Segundo a abordagem tradicional, empregada por Elbers, Lanjouw e Lanjouw (2003) e Kamanou e Morduch (2002), uma integração vertical do vetor $c_{t+1}^{*(b)}$ forneceria uma distribuição de resultados em cada replicação b , tal que um indicador de bem-estar é estimado para o conjunto de famílias I em cada pseudo-amostra. A análise é realizada sobre a esperança e o desvio-padrão desses estimadores agregados, com base no total de replicações geradas.

Uma abordagem alternativa, proposta por Kühn (2003) e adotada neste artigo, é integrar horizontalmente os resultados de cada linha da matriz, fazendo com que as replicações sejam vistas como B observações simuladas de consumo para cada uma das famílias. A construção de medidas, condicionadas a essas distribuições específicas simuladas, possibilita atribuí-las, não ambigualmente, às características observadas das famílias.

Com a escolha desse tipo de análise, a função de utilidade especificada é avaliada para a família i , de acordo com seu nível de consumo, em cada replicação

b gerada, $U_{it+1}^{*(b)} = U(c_{it+1}^{*(b)})$. Por conseguinte, a estimação da função de utilidade esperada para a família i , em $t + 1$, é definida como:

$$E\hat{U}_{it+1} = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B U_{it+1}^{*(b)} \quad (16)$$

enquanto a sua vulnerabilidade estimada será:

$$\hat{V}_{it} = \begin{cases} \left[U(z) - U(\hat{c}_{it}^P) \right] & \text{Permanente} \\ + \left[U(\hat{c}_{it}^P) - \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B U(c_{it+1}^{*(b)}) \right] & \text{Risco} \end{cases} \quad (17)$$

Dado que o estimador de vulnerabilidade de cada família replica-se aos seus membros, a vulnerabilidade à pobreza de um conjunto de indivíduos pode ser medida pela média desses estimadores, como na expressão (4). Dessa maneira, a análise das características relacionadas com a vulnerabilidade à pobreza é realizada simplesmente comparando-se grupos de indivíduos, diferenciados pela sua região de residência, estrutura familiar, sexo, cor, idade, escolaridade etc.

4.5 Fonte e tratamento das informações

A fim de analisar a recente condição de vulnerabilidade das famílias e dos indivíduos no Brasil, optou-se pelo uso das informações contidas nos microdados da amostra da POF de 2002-2003, realizada pelo IBGE. A pesquisa compreende o período entre julho de 2002 e junho de 2003.

Em cada domicílio investigado pela POF, a unidade básica da pesquisa é identificada como a Unidade de Consumo (UC) residente. A definição do termo UC é próxima da definição do termo “família” para o IBGE, sendo que, na maioria dos casos, os dois termos se confundem. Corriqueiramente, famílias, ou UCs, conviventes em um mesmo domicílio constituem um problema na mensuração e na análise das condições de vida da população. Isso porque não se conhece ao certo a relação de dependência entre UCs conviventes. Como essas UCs só representam 0,56% da população, opta-se por excluí-las da amostra. Além disso, moradores cuja condição na UC fosse de empregado doméstico, ou parente desse

empregado, não foram considerados na análise, pois não constituem potenciais unidades de orçamento da UC, segundo a própria pesquisa.

Na medida de vulnerabilidade das famílias, o foco é apenas sobre o total das despesas correntes de consumo. Essas despesas correspondem aos gastos realizados com aquisições de bens e serviços utilizados para atender diretamente as necessidades e desejos pessoais dos membros da família no corrente período. O indicador-base de bem-estar familiar é uma transformação do valor total dessas despesas, de acordo com os parâmetros de escala equivalente definidos, ponderados (divididos) pelas linhas de pobreza sugeridas por Rocha (2003). Tais linhas foram deflacionadas, de acordo com o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), do IBGE, e anualizadas. Com a ponderação, o valor equivalente dos gastos com consumo foi padronizado de tal forma que todas as linhas de pobreza utilizadas possuam valor 1.

Considerando-se que o plano amostral da POF inclui aspectos que definem um plano amostral complexo, a totalidade dos dados obtidos na pesquisa não pode ser tratada como se fosse formada por observações independentes e identicamente distribuídas. Com isso, de acordo com Pessoa e Silva (1998), em alguns casos, dependendo do tipo de estimador requerido, as estimativas são realizadas pelo método de máxima pseudoverossimilhança, considerando os estratos e as Unidades Primárias de Amostragem (UPA) da amostra.

A tabela 1 traz a média e o desvio-padrão das variáveis familiares envolvidas neste trabalho. Pela amostra ponderada, verifica-se que os gastos anuais *per capita* das famílias com consumo são, em média, 3,74 vezes maiores que a linha de pobreza definida. Por sua vez, a renda anual familiar *per capita* é, em média, quase cinco vezes maior que essa linha. A média da renda familiar anual total é de aproximadamente R\$ 21.500. Desse valor, 63,5% provêm da força de trabalho das famílias, 14,2% da remuneração de ativos não-humanos, 13% das transferências permanentes, como aposentadorias e pensões, 0,8% de outras transferências e 8,6% de outras fontes de renda. O valor com despesas de consumo corresponde, em média, a quase 80% da renda familiar total.

TABELA 1

Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Média	Erro-padrão
Gastos com consumo <i>per capita</i> ^a	3,7404	0,0505
Renda familiar <i>per capita</i> ^a	4,7844	0,0797
Gastos com consumo total (R\$)	16.935,43	227,82
Renda familiar total (R\$)	21.517,89	358,51
Renda familiar do trabalho (R\$)	13.671,44	223,36
Renda familiar de ativos (R\$)	3.050,14	113,18
Transferências permanentes (R\$)	2.788,62	80,95
Outras transferências (R\$)	162,63	29,09
Total de outras rendas (R\$)	1.845,06	106,48
Estrutura demográfica da família		
Número de membros da família	3,6288	0,0156
Número quadrático de membros	16,5100	0,1418
Número cúbico de membros	91,1495	1,3257
Proporção de homens na família		
Entre 0 e 5 anos de idade	0,0450	0,0008
6 e 10 anos	0,0384	0,0007
Número de observações	47.407	
Tamanho da população de famílias	47.329.693	
Proporção na família de homens		
Entre 11 e 14 anos de idade	0,0321	0,0007
15 e 19 anos	0,0433	0,0009
20 e 34	0,1320	0,0019
35 e 49	0,0995	0,0016
50 e 59	0,0435	0,0012
Mais de 60	0,0557	0,0015
Proporção de mulheres na família		
Entre 0 e 5 anos de idade	0,0432	0,0009
6 e 10	0,0376	0,0007
11 e 14	0,0312	0,0007
15 e 19	0,0436	0,0008
20 e 34	0,1268	0,0016
35 e 49	0,1011	0,0014
50 e 59	0,0494	0,0012
Mais de 60 anos	0,0776	0,0019
Número de observações	47.407	
Tamanho da população de famílias	47.329.693	
Número de estratos	443	
Número de UPAs	3.992	
Graus de liberdade	3.549	

Fontes: Elaboração própria a partir de dados da POF de 2002-2003 e Rocha (2003).

^a Valor padronizado com linha de pobreza igual a 1.

5 RESULTADOS

Os resultados do trabalho, apresentados nesta seção, estão separados em três partes. Na primeira parte, são analisados os resultados das regressões quantílicas da função de consumo, salientando a estimação das respostas *ex ante* e *ex post* das famílias sobre a incerteza em sua renda. Em seguida, os resultados da simulação *bootstrap* são apresentados. Dessa simulação, derivam-se medidas agregadas de vulnerabilidade de famílias e indivíduos, possibilitando o desenho do perfil do risco e da condicionalidade ao baixo nível de consumo no Brasil. Essas medidas são calculadas com base nas classes de funções P_α de Foster, Greer e Thorbecke (1984), expressas como P0, P1 e P2, e de funções CRRA, com $\gamma = \{1, 2, 3\}$, expressas como CRRA1, CRRA2 e CRRA3. Por último, de acordo com essas medidas, os indivíduos são classificados em “pouco vulneráveis” e “muito vulneráveis”. Entre esses últimos, há ainda uma subdivisão de acordo com as razões dessa elevada vulnerabilidade (baixo consumo permanente ou alta volatilidade).

5.1 Resultados da regressão da função de consumo

Por não se tratar do foco deste trabalho, as funções de rendimento (6) e (7) estimadas não são analisadas em detalhes. Os resultados dessas regressões estão retratados no anexo, tabelas A.1 e A.2. Segundo a tabela 2, estima-se que, da renda familiar média observada, cerca de 82% são de caráter permanente. Ou seja, na média, as famílias estão incorrendo em ganhos transitórios em sua renda. No componente de renda do trabalho, o ganho transitório sobre a parte permanente chega a quase 30% (1,293573 na tabela 2). No componente de remuneração de ativos, porém, o valor esperado é 17% maior que o valor observado (1/0,853115).

TABELA 2

Estatística das rendas anuais permanente e transitória estimadas das famílias

Variável	Média	Erro-padrão
Renda permanente do trabalho	11.250,84	167,76
Desvio transitório da renda do trabalho	1,293573	0,008718
Renda permanente de ativos	3.734,24	93,86
Desvio transitório da renda de ativos	0,853115	0,100825
Renda familiar permanente	17.773,70	232,65
Desvio transitório da renda familiar permanente	1,226271	0,008180
Número de observações	47.407	
Tamanho da população	47.329.693	
Número de estratos	443	
Número de UPAs	3.992	
Graus de liberdade	3.549	

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

Com os componentes permanente e transitório das rendas definidos por família, são estimadas as regressões correspondentes à função de consumo (8) (ver tabela 3). Em todas as regressões quantílicas, identifica-se que β_{2q} (referente ao logaritmo da renda permanente) é significativamente maior que β_{3q} (referente ao logaritmo do desvio transitório). Ou seja, apesar de não ser pleno, com $\beta_{2q} = 1$ e $\beta_{3q} = 0$, de acordo com os testes na tabela 3, as famílias seguem, em média, um comportamento de suavização de seu consumo, com maior propensão a gastar sua renda esperada e poupar ganhos transitórios. Contudo, cabe salientar que a elasticidade do consumo à renda transitória é elevada, o que demonstra que as famílias estão, em média, muito vulneráveis a choques.

As funções centradas nos quantis de 10%, 30%, 50% e 70% mostraram uma sensibilidade muito semelhante a ambos os componentes da renda familiar. Em termos gerais, verifica-se que as famílias gerenciam, em parte, a incerteza na

TABELA 3

Resultados das regressões quantílicas da função log-linear do consumo das famílias

Covariantes	Coeficientes				
	Quantil 10%	Quantil 30%	Quantil 50%	Quantil 70%	Quantil 90%
Log da renda permanente (1)	0,808513	0,810142	0,804884	0,794431	0,741198
Log do desvio transitório (2)	0,622363	0,651527	0,641967	0,617786	0,544591
Constante ^a	0,861666	1,276000	1,645598	2,084348	2,857096
Soma de desvios da linha	14.378,48	28.831,27	33.733,89	30.048,52	15.531,57
sobre	8,21010	8,83453	9,27648	9,75756	10,48825
Soma de desvios mínima	8.548.176	16.127.560	18.364.820	16.160.580	8.474.442
Pseudo R^2	0,4055	0,4406	0,4556	0,4622	0,4544
Testes (Prob > F)					
Beta (1) = 1 e beta (2) = 0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Beta (1) = 1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Beta (2) = 0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Beta (1) = beta (2)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Número de observações	47.407	47.407	47.407	47.407	47.407
Tamanho da população	47.329.693	47.329.693	47.329.693	47.329.693	47.329.693

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

Nota: Coeficientes significativos a 1% sombreados.

^a Variáveis de controle omitidas.

sua renda com medidas de caráter *ex ante*, por meio de uma poupança de precaução, e de caráter *ex post*, na antecipação do choque transitório. De acordo com essas regressões, nos quatro primeiros quantis, a elasticidade do consumo à renda permanente é de aproximadamente 0,8, enquanto a elasticidade ao desvio transitório é em torno de 0,62, nos quantis 0,1 e 0,7, e em torno de 0,65, nos quantis 0,3 e 0,5. No entanto, é justamente no quantil mais elevado (90%) que as famílias possuem maior propensão à poupança de precaução, com elasticidade do consumo ao ganho esperado de 0,74, sendo ainda menos sensíveis a choques, com elasticidade estimada de 0,54.

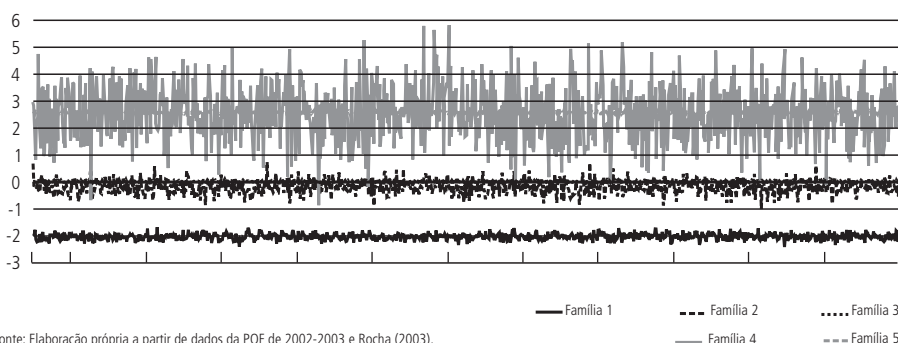
5.2 Resultados das medidas de vulnerabilidade estimadas

Com a geração de mil pseudo-amstras pela técnica de *wild bootstrap*, foi possível estimar medidas de vulnerabilidade para cada uma das famílias, atribuindo-as ainda para os respectivos indivíduos a elas pertencentes. Em cada replicação da amostra original, o logaritmo do consumo equivalente é transformado por uma função de utilidade específica, sendo que as medidas de vulnerabilidade calculadas derivam da média dessa função entre as replicações.

O gráfico 1 ilustra a simulação do logaritmo do consumo equivalente de cinco famílias distintas quaisquer captadas na amostra, onde o logaritmo da linha de pobreza é 0. Por essa ilustração, verifica-se que a combinação das respostas estimadas pela função consumo com a distribuição heterogênea do risco na renda gera os mais diversos perfis de sequência do consumo, sob os estados simulados. A família 1, por exemplo, caracteriza-se por sempre estar na situação de pobreza, ou seja, com uma vulnerabilidade de caráter permanente. A família 2, apesar de estar, na maior parte das vezes, abaixo da linha de pobreza, apresenta alguma flutuação acima dessa linha, enquanto a família 3, apesar de muito próxima à linha, nunca

GRÁFICO 1

Simulação do logaritmo do consumo equivalente para cinco das famílias da amostra



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da POF de 2002-2003 e Rocha (2003).

transita para baixo dela, devido à pouca variabilidade no consumo. As famílias 4 e 5 apresentam componentes permanentes do consumo semelhantes, porém a primeira, devido a sua maior variabilidade, acaba tendo um maior risco de pobreza.

Com essa simulação realizada para cada observação da amostra, são calculadas as medidas de vulnerabilidade individual (ou familiar), de acordo com a expressão (10) e com as especificações P_α (com $\alpha = \{0, 1, 2\}$) e CRRA (com $\gamma = \{1, 2, 3\}$). Considerando-se a correlação dessas medidas com os indicadores de pobreza (P0, P1 e P2) observados, na tabela A.3 do anexo, verifica-se que os pobres são os mais vulneráveis, devido ao baixo nível de consumo esperado. Apesar de as medidas de pobreza apresentarem uma relação positiva com as medidas de risco, essa ligação é mais fraca do que entre pobreza e vulnerabilidade permanente. O fenômeno de “barganha faustiana”, descrito por Wood (2003) como a alta condicionalidade à pobreza ligada à redução dos riscos, pode estar subentendido na maioria das relações inversas entre indicadores de vulnerabilidade permanente e de risco. Somente as medidas de risco obtidas pelas especificações CRRA2 e CRRA3 apresentaram, na tabela A.3, uma correlação positiva com todas as outras medidas de condição permanente, apesar de fracas.

As medidas agregadas de indivíduos e famílias por região e área (rural, metropolitana e outras áreas urbanas) de residência são apresentadas no anexo, na tabela A.4. Por meio delas, é possível verificar que os números da vulnerabilidade agregada no Brasil, no período analisado, seguem a mesma estrutura de concentração regional da pobreza. No entanto, separando-se as medidas de vulnerabilidade nos componentes de pobreza permanente e de risco, verifica-se uma diversidade de composição dessa medida. Além disso, olhando para as medidas derivadas da classe P_α , a conclusão tirada é que a vulnerabilidade no Brasil possui, de maneira geral, um caráter mais crônico/permanente do que de risco. Porém, segundo Ligon e Schechter (2004), essas medidas captam a variabilidade do consumo de forma menos precisa que as medidas derivadas da especificação CRRA.

Ao contrário das medidas derivadas da função P_α , a vulnerabilidade medida pela função CRRA vai de menos infinito a mais infinito. Nesse caso, o sinal negativo significa que a média das utilidades esperadas individuais é maior que a utilidade na linha de pobreza, enquanto o sinal positivo demonstra o contrário. Além disso, quanto maior o grau de aversão ao risco assumido na forma funcional, maiores serão os valores médios da vulnerabilidade. Ou seja, pode-se esperar que a medida V(CRRA3) possua valor médio maior que a medida V(CRRA1), por exemplo.

Analisando-se os componentes das diversas medidas da tabela A.4, identifica-se que, apesar de a vulnerabilidade permanente ser relativamente baixa na região Sudeste, o risco é elevado, devido à maior variabilidade no consumo das famílias e dos indivíduos. Apesar de as diferenças entre as regiões Norte e Centro-Oeste

variarem de acordo com a medida de vulnerabilidade total adotada, essas regiões se distinguem significativamente em relação ao caráter dessa medida. No Norte, o componente permanente da medida é relativamente maior, enquanto no Centro-Oeste o ambiente é da maior incerteza sobre o consumo. De maneira geral, identificam-se dois extremos: o Nordeste, onde a vulnerabilidade é elevada tanto em termos permanentes quanto de risco; e o Sul, onde a vulnerabilidade, sobretudo considerando-se a medida $V(CRRA3)$, é relativamente baixa nos dois aspectos. As áreas rurais, apesar da elevada condição crônica, caracterizam-se por ser um ambiente de baixo risco em comparação às áreas metropolitanas e a outras áreas urbanas semelhantes na composição da vulnerabilidade à pobreza.

A tabela 4 apresenta as medidas agregadas dos componentes de vulnerabilidade das famílias, excluídas aquelas com somente um integrante, segundo suas características e as de seus chefes. Segundo esses resultados, a presença de crianças na família, aqui definidas como pessoas com menos que 14 anos, aumenta a vulnerabilidade à pobreza, principalmente em termos permanentes. Comparadas às famílias compostas apenas por indivíduos entre 15 e 59 anos, as famílias com pessoas acima de 60 anos, apesar da maior vulnerabilidade, apresentam menores riscos. Isso ocorre porque a renda de um idoso é mais estável do que a de pessoas mais jovens. Da mesma forma, a vulnerabilidade da família é menor, nos dois componentes, quanto mais velho for seu chefe.

Entre as famílias com crianças, a maior vulnerabilidade está entre as com chefes não-casados (solteiros, viúvos etc.), principalmente se esses forem do sexo feminino, em que o componente permanente é elevado. Em relação aos chefes homens, apesar de as famílias chefiadas por casados apresentarem vulnerabilidade permanente relativamente baixa, seu risco é surpreendentemente elevado.

Com o intuito de analisar a vulnerabilidade de indivíduos ao longo de seu ciclo de vida, os gráficos 2 e 3 apresentam as medidas estimadas por idade. Cabe salientar que, por se tratar de informações em formato *cross-section*, não há controle sobre o efeito coorte da medida por idade. Por isso, as estimativas devem ser analisadas com cautela.

No gráfico 2, observa-se que as medidas de vulnerabilidade permanente possuem certa declividade no ciclo de vida. Os indivíduos possuem uma privação esperada no consumo maior até os dez anos de idade, diminuindo até os 20 anos e se estabilizando até os 40. Após essa idade, o nível de consumo esperado aumenta gradualmente. No gráfico 3, com exceção da medida baseada na função $CRRA3$, não se constata qualquer dinâmica de risco no ciclo de vida dos indivíduos. Levando em consideração somente a última medida, poder-se-ia dizer que o risco, assim como a vulnerabilidade permanente, é declinante ao longo da vida. No entanto, as demais medidas demonstram certa estabilidade nesse ciclo.

TABELA 4

Medidas dos componentes da vulnerabilidade das famílias, com pelo menos dois integrantes, de acordo com suas características e de seus chefes

Famílias	Medida de vulnerabilidade pela especificação					
	P0	P1	P2	CRRA1	CRRA2	CRRA3
Componente permanente						
Sem crianças nem idosos	0,07495	0,01560	0,00494	-1,07812	-0,55437	-0,34143
Com 1 ou 2 crianças	0,24800	0,07343	0,03022	-0,51455	-0,23384	-0,04683
Com 3 ou + crianças	0,60082	0,25095	0,13316	0,16665	0,49055	1,18841
Com idosos	0,17124	0,05351	0,02348	-0,77747	-0,35996	-0,12808
Chefe de família						
Menos de 35 anos	0,28956	0,09678	0,04422	-0,46825	-0,15194	0,11744
Entre 35 e 59 anos	0,22035	0,07217	0,03310	-0,66020	-0,27338	-0,00542
Com mais de 60	0,16809	0,05147	0,02268	-0,79523	-0,36821	-0,13301
Homem solteiro c/ criança	0,35923	0,12278	0,05611	-0,27675	-0,02686	0,22120
Homem casado c/ criança	0,30616	0,10384	0,04826	-0,39982	-0,10943	0,17221
Mulher solteira c/ criança	0,37795	0,13688	0,06587	-0,25184	0,03175	0,38470
Mulher casada c/ criança	0,35858	0,12101	0,05658	-0,38864	-0,06923	0,23988
Total	0,22982	0,07515	0,03426	-0,63215	-0,25733	0,00508
Componente de risco						
Sem crianças nem idosos	0,04024	0,01832	0,00998	0,00983	0,06901	0,47097
Com 1 ou 2 crianças	0,01526	0,01710	0,01310	-0,04247	0,06369	0,37025
Com 3 ou + crianças	-0,02527	0,00643	0,01318	-0,02803	0,13969	1,45694
Com idosos	0,01823	0,01070	0,00716	-0,02652	0,04131	0,23912
Chefe de família						
Menos de 35 anos	0,01095	0,01525	0,01282	-0,02811	0,07361	0,43891
Entre 35 e 59	0,02094	0,01683	0,01222	-0,02210	0,07988	0,60731
Com mais de 60	0,01372	0,00915	0,00625	-0,03532	0,03454	0,24248
Homem solteiro c/ criança	-0,00609	0,01092	0,01167	-0,06538	0,04048	0,26033
Homem casado c/ criança	0,00866	0,01576	0,01351	-0,04506	0,08114	0,62965
Mulher solteira c/ criança	0,00829	0,01260	0,01182	-0,01197	0,08058	0,55751
Mulher casada c/ criança	-0,02085	0,01051	0,01214	-0,03211	0,07161	0,40516
Total	0,01690	0,01501	0,01130	-0,02614	0,06996	0,49519

Fontes: Elaboração própria a partir de dados da POF de 2002-2003 e Rocha (2003).

GRÁFICO 2

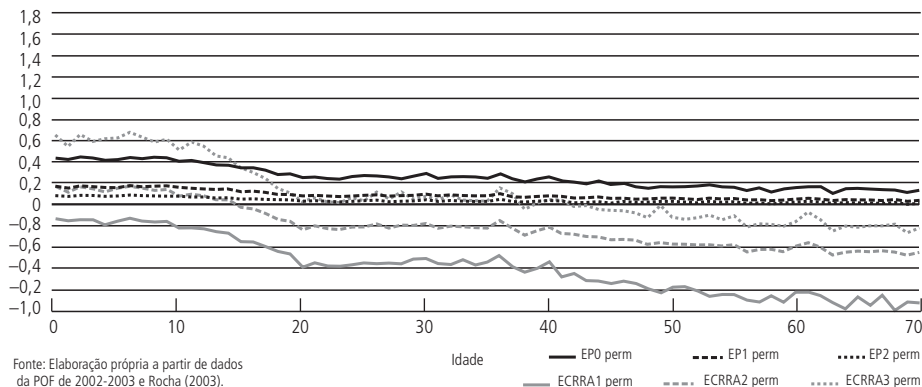
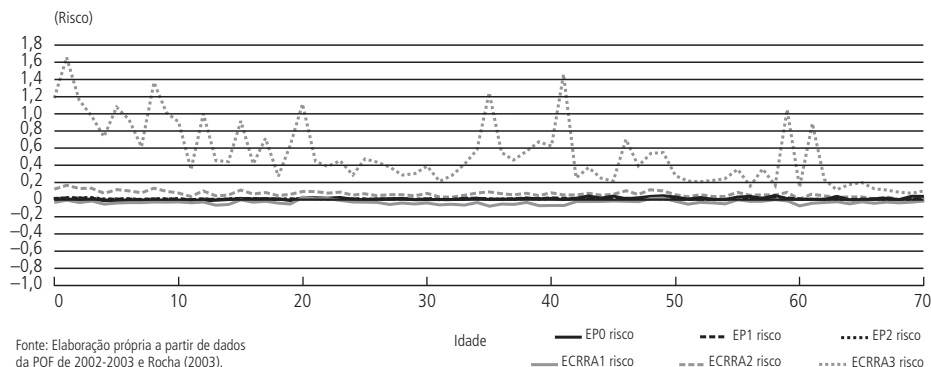
Medida de vulnerabilidade permanente individual por idade

GRÁFICO 3

Medida de vulnerabilidade de risco individual por idade

5.3 Categorização de pessoas de acordo com sua medida de vulnerabilidade

A partir das medidas estimadas de vulnerabilidade, uma categorização de indivíduos pode ser feita, classificando-os como “pouco vulneráveis à pobreza” e “muito vulneráveis à pobreza”, havendo ainda, no segundo caso, uma subdivisão de acordo com a razão da medida elevada. Essa razão pode ser o baixo nível de consumo esperado ou a elevada volatilidade nos gastos com consumo.

Devido a sua maior precisão, as medidas de vulnerabilidade adotadas para essa classificação são aquelas calculadas com base na especificação CRRA. As pessoas pouco vulneráveis à pobreza foram definidas como aquelas em que a utilidade esperada do consumo é maior ou igual à função de utilidade na linha de pobreza, $EU(c_{it+1}^*) \geq U(z)$, ou seja, a medida de vulnerabilidade total é negativa. Caso

contrário, os indivíduos são definidos como muito vulneráveis, sendo que, se a utilidade do consumo permanente é menor que a utilidade da linha de pobreza, $U(\hat{c}_{it}^P) < U(z)$, a razão para isso é o próprio baixo nível de consumo. Se $EU(\hat{c}_{it+1}^*) < U(z)$, porém $U(\hat{c}_{it}^P) \geq U(z)$, logo a razão para a alta vulnerabilidade da pessoa é a elevada volatilidade nos gastos com consumo.

A tabela 5 reproduz a proporção de indivíduos segundo a classificação proposta, com função CRRA3 especificada. Os resultados com as especificações

TABELA 5

Proporção de indivíduos por categoria de vulnerabilidade, especificação CRRA3

	Muito vulneráveis		Pouco vulneráveis	Total
	Baixo consumo permanente	Alta volatilidade		
Total	0,2571	0,0730	0,6699	1,0000
Pobres	0,7898	0,1591	0,0511	1,0000
Não-pobres	0,0327	0,0368	0,9305	1,0000
Homens	0,2560	0,0747	0,6693	1,0000
Mulheres	0,2582	0,0715	0,6704	1,0000
Posição na ocupação				
Desocupado	0,3296	0,0851	0,5853	1,0000
Empregado privado	0,1816	0,0649	0,7535	1,0000
Empregado público	0,1017	0,0416	0,8566	1,0000
Empregado doméstico	0,3200	0,0832	0,5968	1,0000
Empregado temporário rural	0,4560	0,0777	0,4664	1,0000
Empregador	0,0156	0,0261	0,9583	1,0000
Ocupado por conta própria	0,2040	0,0729	0,7231	1,0000
Não-remunerado/auto-consumo	0,2620	0,0609	0,6771	1,0000
Ocupado em outra posição	0,1349	0,0422	0,8230	1,0000
Número de observações	178.015			
Tamanho da população	1.72E+08			
Número de estratos	443			
Número de UPAs	3.992			
Graus de liberdade	3.549			

Fontes: Elaboração própria a partir de dados da POF de 2002-2003 e Rocha (2003).

CRRA1 e CRRA2 estão no anexo, tabelas A.5 e A.6. Pela tabela 5, observa-se que 33% dos indivíduos no Brasil são muito vulneráveis à pobreza, sendo que, para mais de 1/5 desse número (7,3% do total), a causa principal é o elevado risco sobre o consumo. Relativamente à população pobre, 79% das pessoas são altamente vulneráveis devido ao baixo consumo permanente e 16% estão na mesma situação, porém devido à elevada volatilidade no consumo. No total, 95% dos pobres são muito vulneráveis, enquanto 7% dos não-pobres são classificados da mesma forma. Ou seja, apesar da relação intrínseca entre pobreza e vulnerabilidade, algumas pessoas que não estão em situação observada de privação possuem grande probabilidade de ficarem pobres futuramente. Além disso, nem todos os pobres são vulneráveis devido a um baixo nível de consumo esperado; a vulnerabilidade de parte deles pode ser explicada principalmente pelos riscos incorridos. Esses pobres, assim como os pobres pouco vulneráveis, podem estar em uma situação de pobreza transitória, com grande probabilidade de deixar a pobreza futuramente.

Em relação ao sexo dos indivíduos, não há diferença significativa de participação nas categorias. No entanto, em relação à posição na ocupação, as diferenças são claras. Os indivíduos mais vulneráveis à pobreza estão desocupados¹¹ ou em posições como empregado temporário rural e empregado doméstico. No grupo dos muito vulneráveis, com exceção dos empregadores, entre os quais a principal razão da situação é o risco, e dos empregados rurais temporários, cujo nível de consumo permanente é muito baixo, a porcentagem de indivíduos de elevada volatilidade está em torno de 20% e 30%.

6 CONCLUSÃO

Segundo Wood (2003), a condição determinante da pobreza em qualquer lugar no mundo é a incerteza, sendo que as diferenças no bem-estar das sociedades estão em suas capacidades em mitigá-la. Nesse sentido, o desenho de políticas de combate à pobreza e de promoção do bem-estar com base em informações estáticas pode não ser preciso. Isso porque os pobres de hoje podem ou não ser os pobres de amanhã e, principalmente, os não-pobres de hoje não estão livres de privações futuras. Dessa forma, políticas de intervenção eficientes devem ser focalizadas de maneira a olhar para a frente, reduzindo os riscos e a probabilidade de pobreza futura.

A estimação das medidas de vulnerabilidade à pobreza de famílias e indivíduos parte da distinção entre o componente permanente e o componente transitório (ou de risco) de seu consumo. Com a limitação de informações longitudinais no Brasil, para captar a variabilidade do consumo de cada unidade de análise, optou-se por simular um processo estocástico com a construção de um algoritmo de

11. Cabe salientar que o baixo consumo permanente dos desocupados pode ser decorrente de um problema de especificação no modelo de predição da renda do trabalho.

replicação *bootstrap*. De fato, a escassez de dados longitudinais disponíveis impõe a necessidade de simplificações metodológicas para a estimação das medidas de vulnerabilidade de forma *cross-section*. Cabe deixar claro que essas simplificações podem influenciar os resultados apresentados. Portanto, devemos considerar certo grau de cautela nas conclusões a seguir, porém sem deixar de lado sua importância.

As medidas estimadas de vulnerabilidade agregada, com base na família de funções de Foster, Greer e Thorbecke (1984), levam à conclusão de que a pobreza esperada no Brasil possui um caráter mais permanente (ou crônico) do que de risco. No entanto, essas medidas subestimam a importância de mecanismos para redução do risco, pois não captam a parte referente à variabilidade do consumo que ocorre acima da linha de pobreza, considerando, apenas, o intervalo abaixo da linha. A utilização da medida proposta por Ligon e Schechter (2003) mostra que o risco no consumo gera perdas significativas no bem-estar de famílias e indivíduos brasileiros, em alguns casos.

Na comparação entre medidas, corrobora-se a idéia de que os pobres são os mais vulneráveis, principalmente porque apresentam um baixo nível de consumo permanente. Esse resultado corrobora ainda o que foi encontrado por Ribas, Machado e Golgher (2005), confirmando o elevado componente crônico na pobreza brasileira. Contudo, verifica-se que a pobreza possui uma correlação mais fraca com os indicadores de risco e que esses indicadores estão negativamente associados à vulnerabilidade permanente. Essa constatação é o que Wood (2003) chama de “barganha faustiana”, em que a alta condicionalidade à pobreza está ligada à redução de riscos incorridos. De fato, a população pobre possui menos controle sobre relações e eventos em torno dela, orientando-se mais pelo presente do que pelo futuro.

Em uma situação clara de “barganha faustiana”, estão as famílias/indivíduos residentes em áreas rurais. A possível decisão de migração para um centro urbano acarretaria, portanto, um ganho no nível esperado de consumo, porém com perdas decorrentes da maior variabilidade desse consumo. Essa característica é retratada no Sudeste, de maior concentração urbana no país, uma região com baixa vulnerabilidade crônica e elevado risco. A mesma comparação entre urbano e rural é replicada na diferença entre famílias, com crianças, chefiadas por homens casados e não-casados. Ou seja, para um chefe homem, a companhia de um cônjuge está relacionada a um maior nível de consumo da família juntamente com uma variabilidade maior.

De maneira geral, a vulnerabilidade é maior quanto mais jovem é o indivíduo, o seu chefe, ou as demais pessoas conviventes em seu domicílio. Isso ressalta a importância de políticas destinadas às gerações mais novas, como o Programa Bolsa Família, com o intuito de reduzir a pobreza e mitigar os efeitos da incerteza. Apesar de as famílias, em certa medida, buscarem suavizar seu consumo, há muita

dificuldade em antecipar choques em sua renda, em decorrência do atual funcionamento de mercados, tal como de crédito e de trabalho.

O fato de apenas 7% dos não-pobres serem vulneráveis aponta que não é necessária tanta preocupação com quem não está na pobreza, ao contrário do que afirma parte da literatura sobre o tema (MORDUCH, 1994). Contudo, o elevado componente crônico da pobreza brasileira, identificado por Ribas, Machado e Golgher (2005), pode ser fruto das incertezas encaradas pela população de baixa renda. Na busca por maior segurança em torno de uma condição mínima de sobrevivência, a condição crônica seria reflexo da falta de incentivo em investimentos de longo prazo por parte das famílias.

Dessa forma, esforços políticos que busquem aumentar o nível de renda e de consumo das famílias de maneira direta são necessários, mas não suficientes para a melhoria do bem-estar da população. Além disso, melhorias em arranjos formais e informais – tais como aquisição de ativos físicos, aumento de capital humano e capital social, diversificação da renda, inclusão em programas formais de seguridade e maior acesso a mercados de crédito – são relevantes para aumentar a capacidade de respostas das famílias, principalmente as pobres, antes e depois da realização do risco.

Finalmente, apesar das limitações dos resultados decorrentes de algumas fortes suposições impostas, cabe enfatizar que um dos interesses deste artigo é o de dar início a uma discussão sobre a definição e a mensuração de vulnerabilidade no Brasil. A idéia é abrir esse debate já de maneira avançada e formalizada, de acordo com o que vem sendo discutido na literatura internacional sobre o tema. Uma agenda de pesquisa nessa área, de crucial relevância em termos políticos, envolveria primeiramente avanços sobre o modelo aqui colocado de forma a relaxar algumas suposições. Uma segunda sugestão de avanço seria na questão dos dados. A Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e a Pnad poderiam subsidiar estimações utilizando a POF, através de suas informações longitudinais em painel e pseudopainel. Acredita-se ainda que, com a expectativa de uma nova pesquisa amostral domiciliar a ser implementada nos próximos anos pelo IBGE, as possibilidades de estudo sobre o tema se ampliarão.

ABSTRACT

Although several households are not currently poor, some of them are susceptible to be poor in the future due to conjunctural or idiosyncratic events. This susceptibility is related to a vulnerability concept that represents the well-being loss caused by the uncertainty of events and the absence of effective instruments to manage it. Following this concept, the objective of this paper is to analyze the well-being of the Brazilian population by means of a consumption function, adding dynamic vulnerability aspects to static assessments of poverty. The database that was used is the National Household Budget Survey (POF) 2002-2003 from IBGE, which has information for only one period. Due to this restriction, a bootstrap algorithm was used in order to simulate the stochastic process in household consumption. When analyzing the relation between poverty and vulnerability, it is verified that the poor are the most vulnerable, mainly

because of the low level of expected consumption. However, it was found that the low level of permanent consumption is associated to reduction in risks.

REFERÊNCIAS

- ALWANG, J.; SIEGEL, P. B.; JORGENSEN, S. L. *Vulnerability: a view from different disciplines*. Washington D.C.: Social Protection Unit in the World Bank, 2001 (Discussion paper, n. 115).
- BHALLA, S. S. The measurement of permanent income and its application to saving behavior. *Journal of Political Economy*, v. 88, n. 4, p. 722-744, 1980.
- BEARD, S. The social security system. *Vital Speeches of the Day*, v. 65, n. 5, p. 147-148, 1998.
- CABALLERO, R. J. Consumption puzzles and precautionary saving. *Journal of Monetary Economics*, v. 25, p. 113-136, 1990.
- CHAUDHURI, S. *Empirical methods for assessing household vulnerability to poverty*. Columbia University, 2000. Unpublished.
- CHAUDHURI, S.; JALAN, J.; SURYAHADI, A. *Assessing household vulnerability to poverty from cross-sectional data: a methodology and estimates from Indonesia*. Columbia University: Department of Economics, 2002 (Discussion paper, n. 102-152).
- CHRISTIAENSEN, L.; SUBBARAO, K. *Towards an understanding of vulnerability in rural Kenya*. IFPRI-World Bank Conference on Risk and Vulnerability: Estimation and Policy Implications, Washington D.C., 2002.
- DAVIDSON, R.; FLACHAIRE, E. *The wild bootstrap, tamed at last*. Queen's Institute of Economic Research, 2001 (Working paper, n. 1.000).
- DEATON, A. *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1997.
- DEATON, A.; MUELLBAUER, J. *Economics and consumer behavior*. Cambridge: Cambridge University Press, 1980.
- DERCON, S.; KRISHNAN, P. Vulnerability, seasonality and poverty in Ethiopia. *Journal of Development Studies*, v. 36, n. 6, p. 25-53, 2000.
- EFRON, B. Bootstrap methods: another look at the Jackknife. *Annals of Statistics*, v. 7, p. 1-26, 1979.
- ELBERS, C.; LANJOUW, J. O.; LANJOUW, P. Micro-level estimation of poverty and inequality. *Econometrica*, v. 71, n. 1, p. 355-364, 2003.
- FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, v. 52, n. 3, p. 761-766, 1984.
- FRIEDMAN, M. *A theory of the consumption function*. Princeton University Press, 1957.
- GAIHA, K.; IMAI, K. *Vulnerability, shocks and persistence of poverty – estimates for semi-arid rural South India*. University of Oxford, Department of Economics, 2002 (Discussion paper, n. 128).
- HODDINOTT, J.; QUISUMBING, A. *Methods for micro-econometric risk and vulnerability assessments*. Social protection unit in the World Bank, 2003 (Discussion paper, n. 324).
- HOROWITZ, J. L. *The Bootstrap*. University of Iowa: Department of Economics, prepared for the Handbook of Econometrics, v. 5, 1999.
- IBRE/FGV. *Miséria em queda: mensuração, monitoramento e metas*. Rio de Janeiro: Centro de Políticas Sociais do Ibre/FGV, 2005.

KAMANOU, G.; MORDUCH, J. *Measuring vulnerability to poverty*. United Nations University: WIDER, 2002 (Discussion paper, n. 2002/58).

KOENKER, R. W.; BASSETT, G. Regression quantiles. *Econometrica*, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.

KÜHL, J. J. *Household poverty and vulnerability: a bootstrap-approach*. New Haven: Northeast Universities Development Consortium Conference, Yale University, 2003.

LIGON, E.; SCHECHETER, L. Measuring vulnerability. *Economic Journal*, v. 113, n. 486, p. C95-C102, 2003.

———. *Evaluating different approaches to estimating vulnerability*. Social Protection Unit in the World Bank, 2004 (Discussion paper, n. 410).

MAMMEN, E. Bootstrap and wild bootstrap for high dimensional linear models. *Annals of Statistics*, n. 21, p. 255-285, 1993.

MODIGLIANI, F. Fluctuations in the saving-income ratio: a problem in economic forecasting. *Studies in Income and Wealth*, n. 11, p. 371-443, NBER, 1949.

MORDUCH, J. Poverty and vulnerability. *American Economic Review*, v. 84, n. 2, p. 221-225, 1994.

MOSLEY, P.; VERSCHOOR, A. Risk attitudes and the 'vicious circle of poverty'. *The European Journal of Development Research*, v. 17, n. 1, p. 59-88, 2005.

MUSGROVE, P. Permanent household income and consumption in urban South America. *American Economic Review*, v. 69, n. 3, p. 355-368, 1979.

PESSOA, D. G. C.; SILVA, P. L. N. *Análise de dados amostrais complexos*. Rio de Janeiro: IBGE, 1998.

PRITCHETT, L.; SURYAHADI, A.; SUMARTO, S. *Quantifying vulnerability to poverty: a proposed measure, with application to Indonesia*. SMERU Research Institute, 2000 (Working paper, n. 83).

RIBAS, R. P.; MACHADO, A. F.; GOLGHER, A. B. Flutuações e persistência na pobreza: uma análise de decomposição transitória-crônica para o Brasil. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*, Natal, Anpec, 2005.

ROCHA, S. *Pobreza no Brasil: afinal, de que se trata?* Rio de Janeiro: FGV, 2003.

SILVA, F. A. R.; TAFNER, P. (Eds.). *Brasil: o estado de uma nação*. Rio de Janeiro: Ipea, 2005.

SURYAHADI, A.; SUMARTO, S. *The chronic poor, the transient poor, and the vulnerable in Indonesia before and after crisis*. SMERU Research Institute, 2001 (Working paper, n. 113).

WOLPIN, K. I. A new test of the permanent income hypothesis: the impact of weather on the income and consumption of farm households in India. *International Economic Review*, v. 23, n. 3, p. 583-594, 1982.

WOOD, G. Staying secure, staying poor: the "faustian bargain". *World Development*, v. 31, n. 3, p. 455-471, 2003.

WORLD BANK. *World Development Report 2000/2001: attacking poverty*. New York: Oxford University Press, 2001.

WU, C. F. J. Jackknife bootstrap and other resampling methods in regression analysis. *Annals of Statistics*, v. 14, p. 1.261-1.295, 1986.

(Originais recebidos em março de 2007. Revistos em julho de 2007.)

ANEXO
TABELA A.1
Resultados das regressões de máxima pseudo-verossimilhança do logaritmo de rendimentos do trabalho das famílias por região

Covariantes	Coeficientes									
	Área urbana					Área rural				
	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO
Número de membros da família	0.63380	0.80615	0.88310	0.79592	0.83047	0.82055	0.56562	0.80935	1.41423	0.67044
Número quadrático de membros	-0.06886	-0.09264	-0.10638	-0.08491	-0.10403	-0.10080	-0.05705	-0.08377	-0.21142	-0.08336
Número cúbico de membros	0.00245	0.00367	0.00436	0.00279	0.00462	0.00401	0.00198	0.00288	0.01023	0.00349
Proporção na família de homens										
Entre 6 e 10 anos de idade	0.36650	0.10996	-0.19547	-0.12117	-0.12846	0.76916	0.01112	0.36567	-0.54548	0.16125
11 e 14 anos	0.16464	-0.06636	0.23393	0.25759	0.26890	0.81925	0.31818	0.82504	0.07798	0.37766
15 e 19	0.77699	1.00962	0.77502	0.99017	0.86667	1.09514	1.15406	1.75127	1.24162	0.92155
20 e 34	1.93946	2.08114	2.14787	2.15193	2.00678	2.29747	1.75340	2.85527	1.65832	1.56790
35 e 49	1.94096	2.03684	2.06475	2.04183	1.91938	2.26112	1.82479	2.57532	1.38714	1.65531
50 e 59	1.26087	1.36331	1.42207	1.26618	1.28951	2.00690	1.28304	2.24807	0.89368	1.41624
Mais de 60 anos	0.52954	0.42067	0.64370	0.49566	0.61366	1.63798	0.81370	1.83335	0.89451	1.05913

(continua)

(continuação)

Covariantes	Coeficientes										
	Área urbana					Área rural					
	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO	
Proporção na família de mulheres											
Entre 6 e 10 anos de idade	-0.11460	0.01526	-0.00648	0.06564	-0.04411	0.42547	0.03148	0.69613	0.74953	0.34957	
11 e 14 anos	0.20607	0.06845	-0.09482	0.10796	0.10126	0.83982	0.30123	0.54173	0.09239	0.12660	
15 e 19	0.89791	0.73202	0.68492	0.72114	0.75082	1.04903	0.63683	1.25757	0.76661	0.64676	
20 e 34	1.60851	1.84240	1.80170	1.59644	1.64390	1.55748	1.14082	2.14647	1.34993	1.10440	
35 e 49	1.76940	1.57520	1.57502	1.46119	1.35744	1.60550	0.79573	1.96793	1.33046	0.95446	
50 e 59	1.39929	1.01695	1.11453	1.11163	1.00266	1.29642	0.80563	1.89178	1.03381	0.86554	
Mais de 60 anos	0.51394	0.59522	0.46883	0.45811	0.37258	1.11661	0.75179	1.76754	0.78659	0.60430	
Chefe de família											
Casado	0.18310	0.11298	0.03373	0.24704	0.04238	0.06533	0.11793	0.15448	0.00588	0.11794	
Mulher	-0.17043	-0.10315	0.01792	0.15602	-0.04730	-0.15420	-0.06531	0.20280	0.01202	0.21230	
Não-branco	-0.11200	-0.08194	-0.15266	-0.23753	-0.10840	-0.07526	-0.03888	-0.18187	-0.17895	-0.16737	
Idade	0.03200	0.03391	0.03976	0.02769	0.02538	0.01580	0.01394	0.00685	0.00698	0.00368	
Idade quadrática	-0.00024	-0.00020	-0.00023	-0.00015	-0.00014	-0.00017	-0.00006	-0.00003	-0.00001	0.00000	

(continua)

(continuação)

Covariantes	Coeficientes										
	Área urbana					Área rural					
	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO	
Escolaridade do chefe											
Sem escolaridade	-1.65007	-2.00207	-1.59751	-1.60757	-1.93912	-0.56379	-1.03505	-0.85956	-0.98534	-1.00037	
Ensino primário incompleto	-1.47189	-1.79744	-1.42413	-1.50947	-1.76004	-0.60298	-0.89395	-0.75327	-0.83857	-0.90286	
Ensino primário completo	-1.33330	-1.57824	-1.28333	-1.29324	-1.50110	-0.54916	-0.64989	-0.63299	-0.55867	-0.79669	
Ensino fundamental completo	-1.04241	-1.25310	-1.04182	-1.01321	-1.24778	-0.06649	-0.37100	-0.09148	-0.40807	-0.61927	
Ensino médio completo	-0.74950	-0.86439	-0.66019	-0.70089	-0.89306	-	-	-	-	-	
Posição na ocupação do chefe ^a											
Empregado privado	0.35617	0.76373	1.08156	0.70236	0.61536	1.23232	0.90556	1.26474	0.44378	1.08574	
Empregado público	0.67559	0.96673	1.30169	0.95017	0.97943	1.44651	1.10865	1.44020	0.63125	1.42453	
Empregado doméstico	0.04952	0.42643	0.67197	0.31800	0.25612	0.96826	0.66395	0.96191	-0.28457	0.83053	
Empregado temporário rural	-0.21640	-0.04914	0.13835	-0.07510	-0.10420	0.68996	0.23513	0.69385	-0.06910	0.55017	
Empregador	1.36509	1.69618	1.70599	1.18391	1.67718	1.60464	1.63867	2.25500	1.30747	2.30630	
Ocupado por conta própria	0.15202	0.49697	0.76312	0.51842	0.53731	1.08392	0.57477	1.03763	0.46127	0.94250	
Não-remunerado/auto-consumo	-0.48343	-0.32667	-0.11335	-0.18187	-0.44897	0.45927	-0.19319	0.02896	-0.35676	-0.37696	
Ocupado em outra posição	-0.67368	-0.44767	-0.40663	-0.73099	-0.64299	-0.46376	-0.57304	-0.79679	-0.50805	-0.83898	
Residente em área metropolitana	-0.03626	0.23958	0.22587	0.28066	-	-	-	-	-	-	

(continua)

(continuação)

Covariantes	Coeficientes											
	Área urbana						Área rural					
	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO		
<i>Dummies para outliers</i>												
Positivo 1	2.47710	2.40261	2.32050	2.32244	2.32006	2.68220	2.39019	2.44142	2.24369	2.37871		
Positivo 2	1.80102	2.60426	-	1.99676	2.09422	1.99230	2.03016	-	-	1.84342		
Negativo 1	-2.64837	-2.56298	-2.53696	-2.58336	-2.58642	-2.68674	-2.63226	-2.56996	-2.56570	-2.48736		
Negativo 2	-2.34151	-2.18562	-2.35270	-2.23427	-2.45089	-1.50762	-1.88640	-	-	-2.51027		
Constante	6.21186	5.30228	5.04215	5.67721	6.17387	4.36181	5.16459	4.28899	5.13766	5.95494		
Número de observações	4.554	13.674	6.525	4.847	6.219	1.898	4.072	1.784	1.003	1.573		
Tamanho da população	2241053.3	8491223	19293364	6211883.5	2899234	731307.47	3106736.1	1709546.2	1241549.5	399329.11		
Número de estratos	65	104	74	40	40	30	42	19	12	17		
Número de UPAs	440	1.271	616	460	621	114	244	92	49	85		
Graus de liberdade	375	1.167	542	420	581	84	202	73	37	68		
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0095	0.0000		
R ²	0.6374	0.6935	0.7093	0.7323	0.6804	0.5535	0.5518	0.6532	0.5793	0.5892		

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

Nota: Coeficientes significativos a 1% sombreados e a 5% em itálico. " - " variável omitida.

^a A referência é o chefe desocupado.

TABELA A.2
Resultados das regressões censuradas de máxima pseudo-verossimilhança de rendimentos dos ativos das famílias por região

Covariantes	Coeficientes										
	Área urbana						Área rural				
	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO	
Número de membros da família	596.792	356.476	2.075.046	285.298	1.039.163	233.983	45.409	-2.543	-245.682	52.340	
Número quadrático de membros	-71.796	-30.387	-328.417	1.890	-184.136	-33.634	-4.511	-11.713	51.752	-11.024	
Número cúbico de membros	2.5206	0.7021	15.7850	-2.1513	9.8220	1.4070	0.2317	1.0087	-3.4907	0.3741	
Proporção na família de homens											
Entre 6 e 10 anos de idade	455.294	1.548.559	125.316	-716.738	29.528	432.196	-47.211	-1.191.811	-	243.820	
11 e 14 anos	-40.725	302.115	558.842	-792.263	-292.230	49.621	-116.246	-532.052	492.857	-526.063	
15 e 19	754.696	1.395.744	488.689	573.884	-296.509	268.936	5.037	181.877	-368.699	300.174	
20 e 34	916.945	1.209.880	-1.091.192	-323.552	-243.559	490.046	171.484	-216.988	164.973	157.206	
35 e 49	972.878	1.194.546	288.412	883.642	-138.604	711.940	190.371	-241.948	429.551	-274.496	
50 e 59	1.054.807	771.007	2.090.029	880.070	191.346	515.400	40.644	77.416	390.084	-87.011	
Mais de 60	1.322.139	1.046.043	1.890.829	1.855.857	759.773	662.163	62.357	-557.087	442.656	-307.909	
										(continua)	

(continua)

(continuação)

Covariantes	Coeficientes										
	Área urbana					Área rural					
	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO	
Proporção na família de mulheres											
Entre 6 e 10 anos de idade	-193.299	156.945	-2.342.392	-1.074.376	-239.760	-60.079	98.625	560.533	-	-605.527	
11 e 14 anos	241.356	-457.071	-1.184.832	-292.996	-830.043	90.591	-28.427	1.216.338	1.037.796	-425.769	
15 e 19	529.563	790.872	-174.245	-753.497	-326.159	114.818	126.733	-59.527	1.168.841	229.098	
20 e 34	716.322	326.910	-1.197.483	-1.788.104	-171.733	75.119	5.941	107.904	4.360	452.713	
35 e 49	1.060.132	1.005.310	-1.479.749	636.416	1.016.994	51.264	58.480	-3.588	48.153	-479.260	
50 e 59	1.313.110	2.339.420	2.312.995	1.071.747	1.032.548	249.124	181.373	-64.335	365.620	-1.061.008	
Mais de 60	1.796.498	1.683.504	2.002.441	1.210.114	1.685.241	217.483	72.981	89.980	344.578	-882.630	
Chefe de família											
Casado	-42.619	-156.233	-626.531	304.440	-255.594	53.997	-31.722	9.834	-	171.940	
Mulher	152.979	10.135	-222.957	-75.613	-94.129	109.823	-67.051	-284.414	-85.656	510.334	
Não-branco	-56.866	-48.237	-9.507	-195.034	49.976	-140.393	37.641	-95.257	-189.115	-188.383	
Idade	44.250	27.758	102.341	174.185	49.534	13.004	4.494	22.210	12.338	25.288	
Idade quadrática	-0.24546	-0.07579	-0.60113	-130.123	-0.20148	-0.11287	-0.01895	-0.09839	-	-0.01462	

(continua)

(continuação)	Coeficientes										
	Área urbana					Área rural					
	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO	
Escolaridade do chefe											
Sem escolaridade	-927.323	-1.013.738	-3.000.806	-905.678	-1.823.658	-456.953	4.757	-585.770	-435.650	-770.698	
Ensino primário incompleto	-832.173	-612.457	-2.740.711	-783.978	-1.505.362	-321.286	44.928	-357.743	-77.779	-608.194	
Ensino primário completo	-568.974	-601.449	-2.604.362	-865.069	-1.370.933	-252.212	106.912	-208.210	288.610	-432.081	
Ensino fundamental completo	-503.309	-517.167	-2.440.565	-848.567	-1.053.981	-113.991	360.014	-201.414	291.894	-433.542	
Ensino médio completo	-66.229	-108.408	-1.911.630	87.297	-996.860	-	-	-	-	-	
Valor das aplicações financeiras	0.02274	0.01593	0.03106	0.03305	0.26653	0.03192	0.01663	0.37207	-0.01167	-0.00165	
Valor dos imóveis próprios	0.05754	0.01549	0.02022	-0.02657	0.02033	0.00968	0.04088	0.05716	-	-0.00101	
Com posse de pelo menos											
1 aparelho audiovisual	122.562	145.640	334.219	159.586	303.842	140.293	105.943	446.180	-	-337.884	
2 aparelhos audiovisuais	95.709	355.524	-131.127	211.990	122.885	-36.622	-1.347	-266.091	-	452.113	
3 aparelhos audiovisuais	279.283	328.035	1.107.880	833.975	466.142	129.365	138.900	606.211	-	79.428	
1 grande bem durável	402.119	578.408	587.736	-76.812	432.154	395.986	147.583	664.541	393.105	353.010	
2 grandes bens duráveis	889.451	1.248.656	620.046	1.137.098	906.643	194.519	6.451.495	920.259	-	430.789	
1 veículo motorizado	411.719	520.665	1.013.975	622.262	485.886	165.019	-1.109	328.656	446.564	249.084	
2 veículos motorizados	889.109	1.628.265	2.899.428	2.212.064	604.666	214.711	9.372	176.270	-	202.688	
Residente em área metropolitana	739.487	475.836	755.407	944.585	-	-	-	-	-	-	

(continua)

(continuação)

Covariantes	Coeficientes											
	Área urbana						Área rural					
	N	NE	SE	S	CO	N	NE	SE	S	CO		
<i>Dummies para outliers</i>												
Positivo 1	12.777.74	25.017.97	32.530.29	35.238.49	14.146.93	6.561.59	2.758.41	21.764.25	10.341.19	11.490.67		
Positivo 2	14.522.93	31.175.50	43.362.04	35.449.01	12.617.83	7.486.89	3.105.22	18.715.63	14.753.41	12.463.57		
Positivo 3	48.895.98	167.783.10	194.691.90	237.441.40	31.411.07	27.852.18	9.944.76	46.635.54	36.811.73	19.487.18		
Negativo 1	-7.582.46	-	-14.341.59	-6.158.14	-12.209.50	-	-5.647.93	-21.674.94	-	-		
Negativo 2	-	-	1.239.91	10.669.62	-37.701.19	-	-1.328.63	-840.03	-	-		
Negativo 3	-	-	-	-	1.961.90	-	-	-	-	-		
Constante	-1.962.22	-2.114.29	-4219.30	-5.502.12	-1.603.69	156.73	79.55	465.25	445.86	734.33		
Sigma	1.930.125	4.340.709	6.792.218	6.139.102	2.586.186	817.944	519.833	2.064.122	1.336.953	1.592.778		
Observações censuradas	729	2.429	1.188	822	1.370	71	173	168	80	76		
Número de observações	4.760	14.044	6.668	4.927	6.475	1.939	4.169	1.811	1.014	1.600		
Tamanho da população	2334831.9	8716512.3	19641522	6310057.4	3009217.9	744206.14	3178921.2	1734777.6	1254680.2	404966.67		
Número de estratos	65	104	74	40	40	30	42	19	12	17		
Número de UPAs	440	1.271	616	460	621	114	244	92	49	85		
Graus de liberdade	375	1.167	542	420	581	84	202	73	37	68		
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		

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

Nota: Coeficientes significativos a 1% sombreados e a 5% em itálico. "-" variável omitida.

TABELA A.3
Matriz de correlação entre medidas de pobreza e vulnerabilidade das famílias

	Observado			Vulnerabilidade permanente							Vulnerabilidade de risco				
	P0	P1	P2	V(P0)	V(P1)	V(P2)	V(CRRA1)	V(CRRA2)	V(CRRA3)	V(P0)	V(P1)	V(P2)	V(CRRA1)	V(CRRA2)	V(CRRA3)
P1 obs.	0,8145														
P2 obs.	0,6515	0,9529													
V(P0) perm.	0,7247	0,7079	0,6079												
V(P1) perm.	0,6824	0,8134	0,7807	0,8162											
V(P2) perm.	0,5753	0,7690	0,7877	0,6513	0,9516										
V(CRRA1) perm.	0,6439	0,6191	0,5439	0,6896	0,6689	0,5909									
V(CRRA2) perm.	0,6947	0,7840	0,7564	0,7727	0,9038	0,8950	0,8476								
V(CRRA3) perm.	0,4558	0,6182	0,6629	0,5077	0,7384	0,8332	0,5259	0,8475							
V(P0) risco	0,1152	0,0455	-	-0,4741	-0,2483	-0,1532	-0,0927	-0,1563	-0,1037						
V(P1) risco	0,2451	0,2688	0,2346	-0,1102	-0,2239	-0,2220	0,0143	-0,1018	-0,1291	0,6122					
V(P2) risco	0,2845	0,3751	0,3696	0,0790	-0,0631	-0,1219	0,0967	-	-0,0853	0,3637	0,9114				
V(CRRA1) risco	0,2186	0,2223	0,2025	-0,0330	-0,0384	-0,0379	-0,0171	-0,0358	-0,0331	0,4506	0,5714	0,5271			
V(CRRA2) risco	0,2706	0,3791	0,4125	0,0661	0,0671	0,0598	0,0863	0,0775	0,0458	0,3636	0,7035	0,8134	0,6283		
V(CRRA3) risco	0,0310	0,0527	0,0642	0,0230	0,0306	0,0329	0,0252	0,0351	0,0389	0,0249	0,0816	0,1187	0,0691	0,3340	

Fontes: Elaboração própria a partir de dados da POF de 2002-2003 e Rocha (2003).
Nota: " - " Valor não-significativo a 1%.

TABELA A.4

Medidas de pobreza e vulnerabilidade estimadas das famílias e dos indivíduos totais, por região e por áreas rural, urbana e metropolitana

	Total	Região					Área		
		N	NE	SE	S	CO	Rural	Metro- politana	Outras urbanas
Medida por família									
P0 observado	0,2246	0,2603	0,3246	0,2002	0,1028	0,2674	0,2680	0,2096	0,2207
P1 observado	0,0803	0,0895	0,1231	0,0697	0,0310	0,0984	0,1006	0,0708	0,0798
P2 observado	0,0400	0,0426	0,0635	0,0343	0,0138	0,0499	0,0521	0,0341	0,0398
V (P0)	0,2249	0,2707	0,3214	0,2006	0,1021	0,2710	0,2606	0,2122	0,2218
Permanente	0,2078	0,2677	0,3144	0,1779	0,0775	0,2577	0,2829	0,1875	0,1977
Risco	0,0171	0,0030	0,0070	0,0227	0,0247	0,0133	−0,0222	0,0247	0,0241
V (P1)	0,0819	0,0969	0,1230	0,0718	0,0312	0,1003	0,0970	0,0757	0,0810
Permanente	0,0677	0,0883	0,1106	0,0556	0,0183	0,0856	0,1010	0,0593	0,0629
Risco	0,0141	0,0086	0,0124	0,0162	0,0129	0,0147	−0,0040	0,0164	0,0180
V (P2)	0,0413	0,0477	0,0638	0,0360	0,0141	0,0508	0,0494	0,0379	0,0409
Permanente	0,0308	0,0397	0,0529	0,0245	0,0066	0,0392	0,0495	0,0262	0,0281
Risco	0,0105	0,0080	0,0108	0,0115	0,0075	0,0116	−0,0001	0,0117	0,0128
V (CRRA1)	−0,7499	−0,5633	−0,4541	−0,8160	−1,1667	−0,6112	−0,6073	−0,7942	−0,7658
Permanente	−0,7260	−0,4955	−0,4221	−0,8036	−1,1490	−0,5689	−0,5065	−0,7819	−0,7573
Risco	−0,0239	−0,0678	−0,0320	−0,0123	−0,0177	−0,0423	−0,1007	−0,0123	−0,0085
V (CRRA2)	−0,2379	−0,1565	−0,0255	−0,2831	−0,5195	−0,1449	−0,1597	−0,2639	−0,2458
Permanente	−0,3047	−0,1831	−0,0934	−0,3623	−0,5675	−0,2077	−0,1395	−0,3460	−0,3287
Risco	0,0668	0,0265	0,0680	0,0791	0,0480	0,0628	−0,0202	0,0822	0,0829
V (CRRA3)	0,4119	0,2718	0,9020	0,3569	−0,1576	0,4361	0,3445	0,4000	0,4376
Permanente	−0,0399	0,0572	0,2268	−0,1158	−0,3316	0,0650	0,2083	−0,1015	−0,0763
Risco	0,4517	0,2146	0,6753	0,4727	0,1740	0,3711	0,1363	0,5015	0,5139

(continua)

(continuação)

	Total	Região					Área		
		N	NE	SE	S	CO	Rural	Metro- politana	Outras urbanas
Medida por indivíduo									
P0 observado	0,2964	0,3418	0,4093	0,2625	0,1431	0,3261	0,3501	0,2759	0,2900
P1 observado	0,1126	0,1238	0,1654	0,0971	0,0456	0,1258	0,1390	0,0985	0,1117
P2 observado	0,0583	0,0604	0,0887	0,0496	0,0210	0,0660	0,0745	0,0492	0,0579
V (P0)	0,2968	0,3537	0,4075	0,2619	0,1432	0,3303	0,3453	0,2757	0,2925
Permanente	0,2873	0,3627	0,4116	0,2448	0,1183	0,3249	0,3820	0,2549	0,2743
Risco	0,0095	−0,0091	−0,0041	0,0171	0,0248	0,0054	−0,0366	0,0209	0,0182
V (P1)	0,1149	0,1329	0,1660	0,1000	0,0456	0,1290	0,1370	0,1040	0,1137
Permanente	0,1015	0,1269	0,1570	0,0830	0,0301	0,1156	0,1474	0,0868	0,0946
Risco	0,0134	0,0060	0,0090	0,0170	0,0155	0,0134	−0,0104	0,0172	0,0191
V (P2)	0,0602	0,0670	0,0893	0,0523	0,0211	0,0678	0,0726	0,0540	0,0596
Permanente	0,0488	0,0592	0,0793	0,0387	0,0116	0,0556	0,0762	0,0403	0,0446
Risco	0,0114	0,0078	0,0100	0,0136	0,0095	0,0121	−0,0036	0,0137	0,0150
V (CRRA1)	−0,5330	−0,3515	−0,2434	−0,6145	−0,9838	−0,4390	−0,3766	−0,5840	−0,5558
Permanente	−0,5049	−0,2816	−0,2024	−0,6019	−0,9654	−0,3955	−0,2659	−0,5771	−0,5431
Risco	−0,0280	−0,0698	−0,0411	−0,0127	−0,0184	−0,0436	−0,1107	−0,0069	−0,0128
V (CRRA2)	−0,0655	0,0107	0,1792	−0,1259	−0,4264	0,0048	0,0377	−0,1050	−0,0775
Permanente	−0,1426	−0,0134	0,1093	−0,2251	−0,4823	−0,0690	0,0761	−0,2104	−0,1764
Risco	0,0770	0,0241	0,0699	0,0992	0,0558	0,0738	−0,0384	0,1054	0,0989
V (CRRA3)	0,7773	0,5223	1,2727	0,7777	−0,0278	0,7833	0,7077	0,8225	0,7754
Permanente	0,1824	0,2773	0,5523	0,0616	−0,2567	0,2679	0,5678	0,0643	0,1218
Risco	0,5949	0,2451	0,7204	0,7162	0,2290	0,5154	0,1400	0,7582	0,6536

Fontes: Elaboração própria a partir de dados da POF de 2002-2003 e Rocha (2003).

TABELA A.5

Proporção de indivíduos por categoria de vulnerabilidade, especificação CRRA1

	Muito vulneráveis		Pouco vulneráveis	Total
	Baixo consumo permanente	Alta volatilidade		
Total	0,2362	0,0518	0,7119	1,0000
Pobres	0,7704	0,1429	0,0866	1,0000
Não-pobres	0,0112	0,0135	0,9753	1,0000
Homens	0,2343	0,0521	0,7136	1,0000
Mulheres	0,2381	0,0515	0,7103	1,0000
Posição na ocupação				
Desocupado	0,3070	0,0624	0,6306	1,0000
Empregado privado	0,1595	0,0434	0,7971	1,0000
Empregado público	0,0871	0,0230	0,8899	1,0000
Empregado doméstico	0,3020	0,0610	0,6370	1,0000
Empregado temporário rural	0,4180	0,0601	0,5220	1,0000
Empregador	0,0133	0,0174	0,9693	1,0000
Ocupado por conta própria	0,1825	0,0504	0,7671	1,0000
Não-remunerado/auto-consumo	0,2371	0,0413	0,7216	1,0000
Ocupado em outra posição	0,1282	0,0301	0,8417	1,0000
Número de observações		178.015		
Tamanho da população		1.72E+08		
Número de estratos		443		
Número de UPAs		3.992		
Graus de liberdade		3.549		

Fontes: Elaboração própria a partir de dados da POF de 2002-2003 e Rocha (2003).

TABELA A.6

Proporção de indivíduos por categoria de vulnerabilidade, especificação CRR2

	Muito vulneráveis		Pouco vulneráveis	Total
	Baixo consumo permanente	Alta volatilidade		
Total	0,2473	0,0624	0,6903	1,0000
Pobres	0,7849	0,1539	0,0612	1,0000
Não-pobres	0,0209	0,0239	0,9552	1,0000
Homens	0,2459	0,0632	0,6909	1,0000
Mulheres	0,2487	0,0616	0,6897	1,0000
Posição na ocupação				
Desocupado	0,3190	0,0735	0,6075	1,0000
Empregado privado	0,1720	0,0546	0,7734	1,0000
Empregado público	0,0929	0,0338	0,8734	1,0000
Empregado doméstico	0,3121	0,0726	0,6153	1,0000
Empregado temporário rural	0,4406	0,0712	0,4881	1,0000
Empregador	0,0136	0,0194	0,9670	1,0000
Ocupado por conta própria	0,1936	0,0616	0,7447	1,0000
Não-remunerado/auto-consumo	0,2492	0,0503	0,7005	1,0000
Ocupado em outra posição	0,1314	0,0352	0,8334	1,0000
Número de observações		178.015		
Tamanho da população		1.72E+08		
Número de estratos		443		
Número de UPAs		3.992		
Graus de liberdade		3.549		

Fontes: Elaboração própria a partir de dados da POF de 2002-2003 e Rocha (2003).

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisão

Marcos Hecksher

Revisão

Lucia Duarte Moreira

Alejandro Sainz de Vicuña

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Míriam Nunes da Fonseca

Tamara Sender

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Camila Guimarães Simas

Carlos Henrique Santos Vianna

Rodolfo Edgardo Carvalho Rocha (estagiário)

Comitê Editorial

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES

9º andar, sala 908

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, 9º andar

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50 – 6º andar (Grupo 609)

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3515-8522

Fax: (21) 3515-8585

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

O ENDIVIDAMENTO DAS EMPRESAS EM MOEDA ESTRANGEIRA E O REGIME CAMBIAL
José Luiz Rossi Júnior

IMPACTOS DA INTEGRAÇÃO COMERCIAL SOBRE A AGRICULTURA FAMILIAR NO BRASIL
Angelo Costa Gurgel

EFICIÊNCIA TÉCNICA, PRODUTIVIDADE E LIDERANÇA TECNOLÓGICA NA INDÚSTRIA BANCÁRIA BRASILEIRA
Luiz Chabalgoty, Emerson Marinho, Maurício Benegas e Paulo J. Neto

A ESTRUTURA A TERMO DAS TAXAS DE JUROS NO BRASIL: TESTANDO A HIPÓTESE DE EXPECTATIVAS RACIONAIS
Emerson Fernandes Marçal e Pedro L. Valis Pereira

ESTIMAÇÃO DE FUNÇÕES DE DEMANDA RESIDENCIAL DE ÁGUA EM CONTEXTOS DE PREÇOS NÃO-LINEARES
José Alton Mendonça de Melo e Paulo de Melo Jorge Neto

Correspondência para a revista deverá ser endereçada à editoria de **Pesquisa e Planejamento Econômico**.

Rio de Janeiro

Av. Pres. Antônio Carlos, 51 - 10º andar

20020-010 - Rio de Janeiro - RJ

Tel.: (21) 3515-8522

Fax.: (21) 3515-8585

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO (PPE)

Publicação quadrimestral de análises teóricas e empíricas sobre problemas econômicos elaboradas por pesquisadores do Ipea e de outras instituições.

Assinatura anual - quadrimestral

R\$ 58,00 (Brasil)

Exemplar avulso

R\$ 15,00 (Brasil)



FORMULÁRIO DE ASSINATURA

Solicito minha inclusão como assinante do periódico: **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**.

Para tanto, estou anexando cheque nominal ao IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, no valor correspondente a **R\$ 58,00 (cinquenta e oito reais)**, o que me dá direito a receber **3 (três) números**.

Os números atrasados poderão ser adquiridos ao preço de: **R\$ 15,00 (quinze reais) cada**.

DADOS CADASTRAIS

NOME:

ENDEREÇO:

BAIRRO: CEP:

CIDADE: UF: TEL:

E-MAIL:

ipea

Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Posto de venda – Rio de Janeiro

Av. Pres. Antônio Carlos, 51 - 10º andar - Rio de Janeiro - RJ - CEP 20020-010

Tel.: (21) 3515-8522 - Fax: (21) 3515-8585

Correio eletrônico: editrj@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 enviar duas cópias impressas do artigo, acompanhadas da sua versão eletrônica no formato do processador de textos Word 7.0 (ou superior), em um disquete, para:

Angélica Ferreira de Barros
Secretária-Executiva de PPE
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 15º andar
Rio de Janeiro, RJ, 20020-010, Brasil.
8. Instruções quanto à formatação do texto podem ser encontradas no endereço:
<http://www.ipea.gov.br/ppe>.
9. Os artigos recebidos pela revista, que estejam de acordo com as instruções acima, serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas que serão escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem eles quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; a sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a sua 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.
10. 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.

ISSN 0100-0551



Apoio editorial



Ipea - Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Secretaria de Planejamento de Longo Prazo
da Presidência da República