

**MIGRAÇÃO INTERESTADUAL DE RETORNO E
AUTOSSELEÇÃO: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL**

Hilton Martins de Brito Ramalho
Vívian dos Santos Queiroz

**HISTERESE E O COMÉRCIO EXTERIOR DE
PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS BRASILEIROS**

Sérgio Kannebley Júnior
Diogo de Prince
Maíra Camargo Scarpelli

**CHOQUES NÃO ANTECIPADOS DE POLÍTICA MONETÁRIA
E A ESTRUTURA A TERMO DAS TAXAS DE JUROS NO BRASIL**

Fernando Nascimento de Oliveira
Leonardo Ramos

**UMA METODOLOGIA DE CONSTRUÇÃO DE SÉRIES DE
ALTA FREQUÊNCIA DAS FINANÇAS MUNICIPAIS NO
BRASIL COM APLICAÇÃO PARA O IPTU E O ISS: 2004-2010**

Rodrigo Octávio Orair
Claudio Hamilton Matos dos Santos
Wesley de Jesus Silva
José Mauricio de Mello Brito
Alessandra dos Santos Ferreira
Hilton Leal Silva
Wanderson Silva Rocha

**CONSUMO DE SERVIÇOS MÉDICOS E MARCO REGULATÓRIO
NO MERCADO DE SEGURO DE SAÚDE BRASILEIRO**

Marislei Nishijima
Fernando Antonio Slaibe Postali
Vera Lúcia Fava

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro – Wellington Moreira Franco



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

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Geová Parente Farias

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais, Substituto

Marcos Antonio Macedo Cintra

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

Alexandre de Ávila Gomide

Diretora de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Vanessa Petrelli Corrêa

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Francisco de Assis Costa

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

Carlos Eduardo Fernandez da Silveira

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Fabio de Sá e Silva

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

Corpo Editorial

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

Editor

Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti

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

Coeditor

Maurício Cortez Reis

Membros

Alexis Maka (Ipea)
Carlos Henrique Leite Corseuil (Ipea)
Claudio Roberto Amitrano (Ipea)
Eduardo Pedral Sampaio Fiuza (Ipea)
Eustáquio José Reis (Ipea)
Fernando Veloso (Ibre-FGV)
Lauro Roberto Albrecht Ramos (Ipea)
Miguel Nathan Foguel (Ipea)
Pedro Cavalcanti Ferreira (EPGE-FGV)
Rodrigo Reis Soares (PUC-RJ)
Vanessa Petrelli Corrêa (Ipea)

Secretária-Executiva

Isabel Virgínia de Alencar Pires

**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 inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou o da Secretaria de Assuntos Estratégicos.

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

SUMÁRIO

- MIGRAÇÃO INTERESTADUAL DE RETORNO E AUTOSSELEÇÃO: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL** 369
Hilton Martins de Brito Ramalho
Vívian dos Santos Queiroz
- HISTERESE E O COMÉRCIO EXTERIOR DE PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS BRASILEIROS** 397
Sérgio Kannebley Júnior
Diogo de Prince
Maira Camargo Scarpelli
- CHOQUES NÃO ANTECIPADOS DE POLÍTICA MONETÁRIA E A ESTRUTURA A TERMO DAS TAXAS DE JUROS NO BRASIL** 433
Fernando Nascimento de Oliveira
Leonardo Ramos
- UMA METODOLOGIA DE CONSTRUÇÃO DE SÉRIES DE ALTA FREQUÊNCIA DAS FINANÇAS MUNICIPAIS NO BRASIL COM APLICAÇÃO PARA O IPTU E O ISS: 2004-2010** 471
Rodrigo Octávio Orair
Claudio Hamilton Matos dos Santos
Wesley de Jesus Silva
José Mauricio de Mello Brito
Alessandra dos Santos Ferreira
Hilton Leal Silva
Wanderson Silva Rocha
- CONSUMO DE SERVIÇOS MÉDICOS E MARCO REGULATÓRIO NO MERCADO DE SEGURO DE SAÚDE BRASILEIRO** 509
Marislei Nishijima
Fernando Antonio Slaibe Postali
Vera Lúcia Fava

CONTENTS

- INTERSTATE RETURN MIGRATION AND
SELF-SELECTION: EVIDENCE FROM BRAZIL** 369
Hilton Martins de Brito Ramalho
Vívian dos Santos Queiroz
- HYSTERESIS AND THE FOREIGN TRADE OF
BRAZILIAN INDUSTRIALIZED PRODUCTS** 397
Sérgio Kannebley Júnior
Diogo de Prince
Maira Camargo Scarpelli
- UNANTICIPATED MONETARY POLICY SHOCKS AND
THE TERM STRUCTURE OF INTEREST RATES IN BRAZIL** 433
Fernando Nascimento de Oliveira
Leonardo Ramos
- CONSTRUCTING HIGH-FREQUENCY TIME-SERIES ON
THE PUBLIC FINANCES OF BRAZILIAN MUNICIPALITIES:
A GENERAL METHODOLOGY WITH APPLICATIONS (2004-2010)** 471
Rodrigo Octávio Orair
Claudio Hamilton Matos dos Santos
Wesley de Jesus Silva
José Mauricio de Mello Brito
Alessandra dos Santos Ferreira
Hilton Leal Silva
Wanderson Silva Rocha
- CONSUMPTION OF MEDICAL SERVICES
AND THE REGULATORY FRAMEWORK IN THE
BRAZILIAN MARKET FOR HEALTH INSURANCE** 509
Marislei Nishijima
Fernando Antonio Slaibe Postali
Vera Lúcia Fava

NOTA DO CORPO EDITORIAL

A Editoria da revista *Pesquisa e Planejamento Econômico* relaciona a seguir, com o merecido destaque, os membros da comunidade acadêmica brasileira que, na condição de *referees*, colaboraram em 2011 para a preservação da qualidade desta publicação.

Adelar Fochezatto, Alex Luiz Ferreira, Ana Lúcia Kassouf, Antonio Carvalho Campos, Beatriz Muriel, Bernardo Silveira, Bruno Cesar Oliveira de Araujo, Breno Sampaio, Bruno Rocha, Carlos Enrique Gutierrez, Carlos Wagner de Albuquerque Oliveira, Christian Vonbun, Claudio Hamilton Matos dos Santos, Claudio Henrique Barbedo, Claudio Roberto Amitrano, Claudio Shikida, Cleomar Gomes, Cristine Pinto, Daniel Cerqueira, Daniel Santos, Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón, Emilio Matsumura, Enlinson Mattos, Eurilton Araújo, Fabiana Rocha, Fabiana de Felício, Fábio Waltenberg, Fernando Oliveira, Fernando Perobelli, Fernando Puga, Flavia Chein, Flavia Graminho, Frederico Gonzaga Jayme Jr., Guilherme Irffi, Guilherme Oliveira Lima Marques, Gustavo Moraes, Hamilton Kai, Honório Kume, Jaimilton Carvalho, Joana Monteiro, Joaquim Bento Ferreira Filho, João Manoel Pinho de Mello, João Paulo Faleiros, José Gustavo Feres, José Francisco Soares, José Luiz Rossi Júnior, José Pereira, Juliano Assunção, Katia Rocha, Klênio Barbosa, Leonardo Monastério, Lízia de Figueiredo, Luciano Nakabashi, Luciano Oliveira, Luiz Alberto D'Ávila de Araujo, Luiz Fernando de Paula, Luiz Guilherme Scorzafave, Marcelo Mello, Marcelo Nonnenberg, Marcelo Resende, Marcelo Resende de Mendonça e Silva, Marco Lyrio, Marcos Nakaguma, Maria Dolores Diaz, Mário Jorge Cardoso Mendonça, Maurício Zevallos, Monica Viegas de Andrade, Naércio Aquino Menezes-Filho, Napoleão Silva, Nelson Leitão Paes, Paulo Augusto Britto, Paulo de Andrade Jacinto, Pedro Henrique Albuquerque, Phillippe Leite, Priscilla Tavares, Ralph Silva, Raul Silveira Neto, Ricardo Ehlers, Rodrigo Moura, Rodrigo Orair, Romero Rocha, Rosane Mendonça, Rudi de Castro, Sandro Carvalho, Sérgio Ricardo de Brito Gadelha, Steven Helfand, Thiago Caliri, Valderio Reisen, Vanessa Nadalin e Vanessa Petrelli Corrêa.

MIGRAÇÃO INTERESTADUAL DE RETORNO E AUTOSSELEÇÃO: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Hilton Martins de Brito Ramalho*

Vívian dos Santos Queiroz**

Este trabalho analisa os impactos da experiência de migração interestadual no Brasil sobre salários dos trabalhadores remigrados a seus estados de nascimento. Para tanto, a partir dos dados recentes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2007 foi empregado um modelo empírico de determinação conjunta de migração e rendimentos. Os principais resultados apontam que os migrantes de retorno são negativamente selecionados em relação aos migrantes não retornados. Contudo, a remigração produz ganhos salariais para os trabalhadores mais instruídos, possivelmente pela melhor absorção de capital humano específico à região de destino inicial.

Palavras-chave: Migração de Retorno; Diferenciais de Salários; Autosseleção; Capital Humano.

1 INTRODUÇÃO

A migração interestadual de retorno vem se destacando no Brasil durante as últimas décadas. Em estudo recente, Siqueira (2006) mostra que entre 1999 e 2004, o Estado de São Paulo sofreu uma perda líquida de 156 mil pessoas, enquanto a região Nordeste, tradicionalmente emissora de migrantes, apresentou saldo migratório positivo e forte participação de remigrados.¹

Pesquisas internacionais revelam que as pessoas com tendência a migrar mais de uma vez (migrantes progressivos) são, em média, mais educadas e/ou habilidosas quando comparadas aos migrantes retornados (DAVANZO, 1983; KAUKHANEN; TERVO, 2002). Também existem evidências de que os migrantes progressivos têm idade média inferior àquela observada para os migrantes de retorno, fato que corrobora a explicação da remigração como um planejamento no ciclo de vida (NEWBOLD, 2001).

No Brasil, contudo, as evidências presentes na literatura mostram que os migrantes interestaduais de retorno são jovens, solteiros e com baixo nível de estudo, reforçando a ideia de que a remigração seria resultado de uma frustração quanto à materialização de emprego e renda na região de destino (CUNHA, 2000; BRITO; CARVALHO, 2006). Nesse contexto, pouco se conhece sobre

* Professor-adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). E-mail: hiltonmbr@gmail.com

** Doutoranda em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS).

1. A autora estima que a população de remigrados nordestinos representou 41% do estoque de retornados no Brasil, entre 1995 e 2000.

o tipo de autosseleção envolvido nos fluxos de migração de retorno. Os achados existentes reportam-se, sobretudo, aos migrantes interestaduais e sugerem uma seletividade positiva, isto é, os salários dos migrantes são, em média, maiores que aqueles auferidos pelos não migrantes devido ao fato de os primeiros possuírem atributos produtivos não observáveis, a saber: maior motivação, menor aversão ao risco, maior empreendedorismo etc. (SANTOS JÚNIOR; MENEZES-FILHO; FERREIRA, 2005).

O conhecimento acerca da seletividade na migração de retorno torna-se relevante em razão dos potenciais impactos sobre o bem-estar econômico e a distribuição de renda. No caso de uma autosseleção negativa, por exemplo, o fluxo de remigrados seria composto por trabalhadores desmotivados e/ou desempregados, o que, possivelmente, degradaria a qualidade de vida na região de origem. De outro modo, na presença de seleção positiva, os retornados poderiam trazer consigo novos conhecimentos e riquezas que viabilizariam investimentos e/ou aumento da produtividade (DUSTMANN; KIRCHKAMP, 2002).

Diante do panorama exposto, o presente artigo tem como objetivo investigar os potenciais impactos da experiência de migração interestadual sobre os salários dos trabalhadores remigrados ao estado de nascimento. O modelo empírico utilizado é o de determinação conjunta de migração e rendimentos, aplicado aos dados recentes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 2007. Em específico, procura-se responder a duas questões fundamentais para identificação do tipo de autosseleção envolvido nas migrações interestaduais: Em que medida os atributos não observados do trabalhador típico podem explicar a diferença entre o salário auferido com a arbitragem observada e aquele que seria obtido em outra condição de migração? A migração de retorno promove ganhos salariais ainda que motivada por frustrações de expectativas?

Ademais, esse trabalho avança em relação à literatura nacional. Primeiro, ao estimar as taxas de retorno salarial à migração, produz evidências recentes sobre a racionalidade econômica e a autosseleção envolvidas no processo migratório; segundo, a estratégia empírica empregada baseia-se em um modelo estrutural que permite considerar diferentes opções de migração e seus impactos nos rendimentos do trabalho, além de corrigir, consistentemente, o potencial problema de viés de seleção na amostra (LEE, 1983).²

Afora esta introdução, o artigo está dividido em seis seções. A segunda examina as tendências da migração de retorno no Brasil. A terceira seção aborda o modelo

2. No Brasil, Santos Júnior, Menezes-Filho e Ferreira (2005) empregaram uma técnica de regressões mincerianas de salários com *dummy* de migração. No entanto, conforme discutido em Ribeiro e Bastos (2004), esse método não corrige o problema do viés de seleção amostral imputado aos migrantes.

teórico de migração de retorno. A quarta e quinta seções tratam da estratégia empírica e tratamentos dos dados, respectivamente. Na sexta seção, é feita uma apresentação dos resultados empíricos. Por fim, a última seção é dedicada às considerações finais.

2 MIGRAÇÃO DE RETORNO NO BRASIL: REGULARIDADES OBSERVADAS

Esta seção propõe identificar as novas tendências de rotas inter-regionais dos migrantes de retorno a partir dos dados da PNAD de 2007, produzidos pelo IBGE. Essa base de dados permite identificar padrões recentes da remigração no Brasil, considerando o cruzamento entre a Unidade Federativa (UF) de nascimento, estado de última etapa e tempo de residência. Dessa forma, as evidências apresentadas a seguir procuram fornecer um quadro comparativo entre as tendências históricas da migração (migração acumulada) e aquelas verificadas nas últimas décadas.

Neste estudo, foram aplicadas duas tipologias de migrante: *i*) o migrante acumulado; e *ii*) o migrante de médio prazo. O primeiro é aquele que, na data da entrevista, afirmou residir em um estado diferente daquele de sua naturalidade. No caso do retornado, o estado de residência na data da pesquisa deve ser o de nascimento, conjugado à afirmativa de que já residiu em outro estado. O migrante de médio prazo (última etapa), por sua vez, é aquele que, na data da pesquisa, declarou ter até nove anos de domicílio em um estado que não é o de nascimento. Aplicando esse último critério para o migrante de retorno, o estado de residência na data da entrevista é o de naturalidade.³

A tabela 1 mostra os estoques acumulados de imigrantes, emigrantes, saldos migratórios e migrantes retornados em 2007 segundo a região de residência, isto é, sem considerar o tempo de moradia na UF.⁴ Os dados revelam que o Brasil registrou um histórico de cerca de 5 milhões de remigrados ou o equivalente a aproximadamente 2,9% da população total do país.

Note-se que a região Sudeste se destaca por atrair o maior número de pessoas, 13.248.429, ou seja, 47% do total de imigrantes do país foram para o Sudeste. Quanto aos emigrantes, a região possui um percentual considerável de 29,4%. Contudo, a entrada líquida de 4,9 milhões de pessoas destaca que a região ainda exerce forte poder de atração.

O Sudeste também registra o maior percentual de remigrados entre as regiões, 36,3%. Este resultado se deve, em sua maior parte, ao Estado de Minas Gerais, pois de acordo com Baeninger (2000), quando houve a descentralização das atividades

3. Outro conceito bastante empregado na literatura é o migrante de curto prazo por data fixa, isto é, aquele que há cinco anos manteve residência em estado distinto daquele da entrevista. No presente estudo, preferiu-se esse último critério ao de médio prazo, uma vez que o segundo permite capturar um fluxo de remigrados em maior intervalo de tempo, isto é, ao longo das duas últimas décadas.

4. O saldo migratório se refere à diferença entre estoques de imigrantes e emigrantes.

econômicas no país, aquele estado foi o que mais se beneficiou, atraindo forte fluxo de migrantes.

TABELA 1

Migração interestadual no Brasil: imigrantes, emigrantes, saldo migratório e migrantes retornados – estoques acumulados – 2007

Região	Imigrantes (1)	Emigrantes (2)	Migrantes retornados (3)	Saldo migratório (4)	Razão retornado/imigrante (3)/(1) x 100
Norte	3.298.341 11,7%	1.880.530 6,7%	254.069 4,7%	1.417.811	7,7
Nordeste	3.879.090 13,8%	11.417.043 40,5%	1.877.038 34,6%	-7.537.953	48,4
Sudeste	13.248.429 47,0%	8.306.284 29,4%	1.966.872 36,3%	4.942.145	14,8
Sul	3.202.635 11,4%	4.291.630 15,2%	1.029.069 19,0%	-1.088.995	32,1
Centro-Oeste	4.583.076 16,3%	2.316.084 8,2%	295.001 5,4%	2.266.992	6,4
Total	28.211.571 100,0%	28.211.571 100,0%	5.422.049 100,0%	0	19,2

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Obs.: Resultados expandidos para a população.

Já a região Nordeste revela-se como a maior emissora de pessoas, respondendo por 40,5% do total de emigrantes interestaduais no Brasil. Não obstante, detém o equivalente a 13,8% de todos os imigrantes acumulados do país. Esses resultados são reforçados pela observação do saldo migratório para a região, que estima perda líquida de 7,5 milhões de pessoas.

Outra característica importante da região Nordeste se deve à forte absorção de migrantes naturais. Conforme os dados da tabela 1, a mesma recebeu 34,6% de todos os retornados do país, valores correspondentes a 3,6% da população nordestina e equivalente a 48 remigrados para cada 100 imigrantes (razão retornado/imigrante).

Quanto às demais regiões, note-se que o Norte registra saldo migratório positivo e ainda, conforme a razão remigrante/imigrante, para cada 100 migrantes que entraram na região, apenas oito são retornados. O Centro-Oeste, por sua vez, apresenta o segundo maior estoque de imigrantes e saldo migratório, porém, detém apenas 5,4% dos remigrados brasileiros.

A região Sul revela a segunda maior razão retornado/imigrante, 32 migrantes de retorno para cada 100 imigrantes, mesmo registrando perda líquida de 1 milhão de pessoas. Ainda assim, 3,8% da população da região Sul constitui-se de migrantes retornados, o que representa a parcela mais elevada entre as regiões.

Em geral, os dados da tabela 1 indicam que as regiões Sudeste e Nordeste são, historicamente, as principais receptoras de migrantes retornados. Todavia, quando se considera a composição do estoque de imigrantes, as regiões Nordeste e Sul registram, respectivamente, as maiores razões remigrados/imigrantes. Tais evidências ressaltam a importância da migração de retorno para as últimas regiões, uma vez que o Sudeste atrai, relativamente, maior número de pessoas não retornadas.

Na tabela 2, busca-se comparar as tendências mais recentes da migração de retorno com os estoques acumulados que foram analisados anteriormente. Para tanto, a tabela em destaque considera apenas as pessoas que migraram durante o período 1997-2007. Cabe ressaltar que os últimos migrantes representam cerca de 41% dos migrantes acumulados, registrados na tabela 1. Por sua vez, o total de remigrados de médio prazo corresponde a 31,4% dos migrantes de retorno acumulados ou o equivalente a 0,9% da população brasileira em 2007.

TABELA 2

Migração interestadual no Brasil: imigrantes, emigrantes, saldo migratório e migrantes retornados – apenas migrantes com até nove anos de residência – 2007

Região	Imigrantes (1)	Emigrantes (2)	Migrantes retornados (3)	Saldo migratório (4)	Razão retornados/ imigrante (3)/(1) x 100
Norte	1.226.434 10,6%	1.158.642 10,0%	118.993 7,0%	67.792	9,7
Nordeste	3.257.553 28,2%	3.273.049 28,3%	642.417 37,7%	-15.496	19,7
Sudeste	3.883.494 33,6%	4.270.083 37,0%	494.384 29,0%	-386.589	12,7
Sul	1.600.025 13,8%	1.400.726 12,1%	338.088 19,9%	199.299	21,1
Centro-Oeste	1.589.521 13,8%	1.454.527 12,6%	108.810 6,4%	134.994	6,8
Total	11.557.027 100,0%	11.557.027 100,0%	1.702.692 100,0%	0	14,7

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Obs.: Resultados expandidos para a população.

A princípio, é possível observar uma reversão do saldo migratório do Sudeste, pois essa região apresentou saldo negativo de migrantes acumulados (ver tabela 1), enquanto no período mais recente, auffera perda líquida de 386 mil pessoas. Ademais, também respondeu por 37% da população de emigrantes do país. Esses dados indicam uma possível perda de atratividade, tendo em vista várias crises que se sucederam e abalaram a região em destaque (BAENINGER, 2000; CUNHA, 2000; SIQUEIRA, 2006).

Ao se comparar o saldo migratório da região Nordeste, considerando os migrantes de médio prazo, com aquele observado para migrantes acumulados (ver tabela 1), percebe-se que a referida região vem perdendo menos pessoas. Ainda é possível verificar que o Nordeste registrou 20 retornados para cada 100 imigrantes de médio prazo e o maior percentual de remigrados entre as demais regiões, 37,7%. Tais resultados sugerem uma importância maior da migração de retorno para a região. Ramalho e Silveira Neto (2009), por exemplo, destacam a importância da rota Nordeste-Sudeste-Nordeste na migração interestadual de retorno, sugerindo que parte significativa dos remigrados nordestinos acumulou alguma experiência na região Sudeste.

De acordo com os dados da tabela 2, observa-se que, para cada 100 imigrantes de médio prazo na região Sul, 21 são remigrados. A região em destaque também registrou saldo migratório de 199 mil pessoas. Ademais, apresentou o terceiro maior estoque de retornados, perdendo para o Nordeste e Sudeste, respectivamente, sendo que 1,3% de sua população se encontrava na condição de remigrado, o maior percentual entre todas as regiões.

As outras regiões mostraram padrão de migração regular, ou seja, as regiões Centro-Oeste e Norte continuam registrando ganho líquido de pessoas. Todavia, cabe ressaltar a importância que os remigrados passaram a ter para a região Norte, pois em relação ao estoque de migrantes acumulados, o percentual de remigrantes de médio prazo, dirigidos à região, elevou-se em 2%, além de representar 7% de todos os retornados do país. Já o Centro-Oeste apresenta maior ganho de pessoas e tem maior participação de imigrantes e emigrantes que o Norte, porém registra um estoque menor de retornados (6,4%).

Em linhas gerais, as evidências até então reportadas sugerem que o Nordeste vem ganhando importância como receptor de seus migrantes naturais. A região Sul também se destaca, dada à elevada participação de migrantes de retorno no estoque de imigrantes e importância significativa dos remigrados na composição de sua população. Logo, a identificação do padrão de seletividade envolvido no fluxo de migração de retorno pode ter relevantes implicações para essas últimas regiões.

3 O MODELO DE BORJAS E BRATSBURG (1996)

A literatura econômica aponta duas principais razões para o fenômeno da migração de retorno. Uma primeira corrente de autores entende o ato de remigrar como um evento planejado ao longo do ciclo de vida laboral do indivíduo. Nessa ótica, o trabalhador procura, durante certo período de tempo na região de destino, acumular riquezas/conhecimentos de forma a viabilizar novos investimentos ou melhores oportunidades de emprego/aposentadoria quando do seu retorno ao local de origem (COHEN; HABERFELD, 2001; DUSTMANN; KIRCHKAMP, 2002). Há também autores que explicam a migração de retorno como uma reação

às condições encontradas na região de destino. Destarte, o indivíduo pode arbitrar em decorrência de uma previsão incorreta acerca das possibilidades de emprego e renda, procurando assim, corrigir os equívocos da decisão de migração inicial (DAVANZO; MORRISON, 1981; SHUMWAY; HALL, 1996).

Todavia, Borjas e Bratsberg (1996) fizeram uma extensão do modelo clássico de Borjas (1987), permitindo a opção pela migração de retorno. Desse modo, estabeleceram inter-relações entre autoseleção dos trabalhadores migrantes e determinação dos salários, a partir das duas motivações já mencionadas para a remigração. A seguir, é apresentado o modelo dos primeiros autores.

Admitam-se duas regiões: “a” e “b”, sendo “a” a região de origem e “b” a região de destino. Os residentes na região “a” precisam decidir se migram para “b” por um período de tempo ou se permanecem definitivamente nessa última localidade. Assim, os salários (em logaritmos) obtidos nas regiões são dados pelas equações (1) e (2):

$$w^a = \mu^a + \eta v \quad (1)$$

$$w^b = \mu^b + v + \varepsilon \quad (2)$$

onde: μ^a e μ^b são, respectivamente, a média do logaritmo de salários em “a” e “b”; η é a taxa de retorno às habilidades na região de origem em relação à região de destino, a qual é conhecida pelo migrante; v e ε são termos aleatórios não correlacionados com média zero e variância finita.

A distribuição de probabilidade do termo v é conhecida pelos trabalhadores, por um lado, e, por outro, reflete as habilidades que podem ser transferidas entre as regiões através da mobilidade da mão de obra. Já a distribuição de ε é desconhecida, introduzindo o componente de incerteza no modelo. Assim, o indivíduo só conhecerá a verdadeira distribuição de ε se estiver morando na região de destino. Por exemplo, caso o trabalhador observe que o salário previsto é muito inferior à média (erro na formação de suas expectativas), pode optar por fazer o regresso à região de naturalidade.

Se a decisão de retornar for parte de um plano ótimo de trabalho, tal empreitada atua como um investimento em capital humano. Nesse caso, supõe-se que o migrante dedicará uma fração δ da sua força de trabalho na região de destino e que seu salário poderá se elevar em $k\%$ quando voltar ao local de origem, dadas as

habilidades adquiridas com a migração.⁵ Dessa forma, o salário potencial do migrante de retorno (w^r) será uma média dos salários esperados na região de destino e de origem após o regresso. Formalmente:

$$w^r = \delta w^b + (1 - \delta)(w^a + k) \quad (3)$$

Para decidir acerca da remigração, o trabalhador considera a maximização do benefício esperado, líquido dos custos (monetários e não monetários) de migrar e retornar. Portanto, a migração de retorno será vantajosa se o salário esperado Ew^r , depois do regresso, for maior que o salário na região de origem, líquido dos custos envolvidos nas etapas de migração:

$$Ew^r > w^a + c^m + c^r \quad (4)$$

onde c^m e c^r são os custos de migrar e retornar, respectivamente.⁶

Substituindo as equações (1), (2) e (3) na inequação (4), chega-se à condição para a remigração em função dos parâmetros do modelo:⁷

$$(1 - \eta) v > (\mu^a - \mu^b + k) + c^m + c^r - k\delta \quad (5)$$

Considere-se, agora, o caso de um trabalhador que migra de “a” para “b” sem futuras intenções de voltar ou que recebe estímulos para ficar permanentemente no local de acolhimento. A desigualdade (6), a seguir, mostra que o indivíduo decide migrar permanentemente se o salário esperado, líquido dos custos de migração, for maior na região de acolhimento do que na origem. No entanto, no caso de erro de expectativas ($\varepsilon \neq 0$), o trabalhador pode optar por remigrar, se o salário esperado no local de nascimento for maior que o salário na região de destino, líquido dos custos de retornar, conforme explicitado na inequação (7).

$$Ew^b > w^a + c^m \quad (6)$$

$$Ew^r > w^b + c^r \quad (7)$$

5. O modelo supõe k e δ constantes e iguais para todos os trabalhadores.

6. Esses custos são relativos ao salário na região de origem e iguais para todos os trabalhadores.

7. Nesse caso, supõe-se que não há incerteza ($\varepsilon = 0$).

Substituindo as equações de salários (1) e (2) nas desigualdades (6) e (7), tem-se a seguinte condição de migração para o trabalhador que não tem futuras intenções de voltar à região de naturalidade:

$$(1 - \eta) v > \mu^a - \mu^b - c^m \quad (8)$$

E para o indivíduo que migra e regressa depois de gastar um tempo trabalhando no local de destino (remigração não planejada):

$$(1 - \eta) v < (\mu^a - \mu^b + k) - \frac{c^m + c^r - \varepsilon}{1 - \delta} \quad (9)$$

As inequações (5), (8) e (9) mostram que o processo de migração é autoseletivo, visto que se baseia no valor da taxa relativa de retorno salarial às habilidades η . Assim, o fluxo migratório é composto por indivíduos negativamente selecionados se $\eta > 1$, pois a região de naturalidade “a” valoriza mais as habilidades dos trabalhadores que a região de destino “b”. Nesse caso, os trabalhadores com habilidades inferiores à média dos residentes, no local de nascimento, migrarão para a região de destino. Já os retornados seriam aqueles mais habilidosos no grupo inicial de migração. Por outro lado, se $\eta < 1$ os trabalhadores com habilidades superiores à média da região de origem irão migrar, pois a região de destino valoriza mais as habilidades que a primeira região, o que tornaria o fluxo inicial de migrantes positivamente selecionado. Logo, os migrantes de retorno seriam aqueles com menor habilidade dentro do grupo inicial de partida.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Nesta seção, apresenta-se a estratégia empírica adotada para produção de evidências acerca dos determinantes conjuntos da migração interestadual e dos salários, assim como investiga-se o efeito da experiência de migração sobre os salários.

4.1 Determinação conjunta da migração e salários

A estratégia direcionada à análise dos determinantes conjuntos da migração e dos rendimentos é baseada em um modelo estrutural de utilidade aleatória, apresentado a seguir, o qual é semelhante ao empregado em vários estudos na literatura internacional (FALARIS, 1987; DOLTON; MAKEPEACE; KLAU, 1989; VIJVERBERG, 1995; MENG, 2001).

Nesse modelo, assumem-se três escolhas possíveis aos trabalhadores: *i*) não migrar; *ii*) migrar sem retornar; ou *iii*) migrar e retornar. Logo, o benefício líquido da alternativa j é dado pela seguinte função de utilidade estocástica:

$$U_j = \delta_j \ln W_j + \alpha_j Z_j + v_j \quad (10)$$

onde: $\ln W_j$ é o logaritmo do salário esperado para a escolha j ; Z_j é um vetor de características pessoais e de localização relacionadas aos custos de migração; α_j (vetor) e δ_j são parâmetros estruturais; e v_j é um termo aleatório que mensura o efeito de atributos não observados sobre os custos da arbitragem.

O salário proveniente da escolha j depende de um vetor de atributos pessoais X_j e de características não observáveis, representadas por um termo de erro aleatório u_j normalmente distribuído de forma independente e idêntica (i.i.d). Portanto, para cada opção de arbitragem, tem-se uma equação de salários do tipo *minceriana*:

$$\ln W_j = \beta_j X_j + u_j \quad (11)$$

onde β_j é um vetor de parâmetros incluindo intercepto.

Substituindo as equações (11) em (10), chega-se à forma reduzida do modelo estrutural:

$$U_j^* = \delta_j (\beta_j X_j + u_j) + \alpha_j Z_j + v_j = (\delta_j \beta_j X_j + \alpha_j Z_j) + (\delta_j u_j + v_j) = V_j + \varepsilon_j \quad (12)$$

onde: U_j^* é uma variável latente (não observada) que mede o benefício líquido da escolha j ; $V_j \equiv (\delta_j \beta_j X_j + \alpha_j Z_j)$ é uma combinação linear dos atributos determinantes dos custos e dos rendimentos; e $\varepsilon_j \equiv (\delta_j u_j + v_j)$ captura a combinação dos termos randômicos de (10) e (11).

A condição de migração dependerá, portanto, do benefício líquido máximo, ou seja, o indivíduo optará pela alternativa j se, e somente se, esta escolha lhe proporcionar o maior ganho de utilidade líquido em relação às demais alternativas. Formalmente, dado o conjunto de escolhas viáveis $\Omega = \{1, 2, 3\}$, o trabalhador escolhe a condição de migrante, $k \neq j$, se, e somente se, $U_k^* \geq \text{Max}_{j \in \Omega} \{U_j^*\}$.

Assumindo que o termo aleatório ε_j segue uma distribuição de valor extremo,⁸ Maddala (1983) mostra que os coeficientes reduzidos do modelo⁹ – equação (12) – e, por conseguinte, as probabilidades individuais de escolha, podem ser estimados, a partir de um *logit multinomial* por Máxima Verossimilhança:

$$p_k = \frac{\exp(V_k + \varepsilon_k)}{\sum_{j=1}^3 \exp(V_j + \varepsilon_j)} \quad \forall_j = 1, 2, 3, \quad \text{onde } p_k \text{ é a probabilidade de o trabalhador}$$

optar pela condição de migração k .¹⁰

Note-se que a equação de rendimentos (11) e a equação de utilidade reduzida são interdependentes, uma vez que os termos aleatórios u_j e ε_j são correlacionados, ou seja, por (12), o último é, ao menos, uma combinação linear do primeiro.¹¹ Essa característica do modelo estrutural é consistente com a hipótese da Teoria do Capital Humano que identifica como os migrantes são autoselecionados (não aleatórios) na amostra, isto é, os atributos produtivos não observados que influenciam a decisão de migrar também afetariam a determinação dos salários (CHISWICK, 1999; BORJAS, 1987).

Conforme já demonstrado por Heckman (1979), a estimativa de (11) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) pode produzir estimadores tendenciosos caso a amostra seja não aleatória (viés de seleção amostral). Todavia, como será discutido a seguir, o método proposto por Lee (1983) permite obter estimadores consistentes para a equação (11), considerando um viés de seleção na amostra decorrente de múltiplas escolhas.

4.2 Correção para o viés de seleção amostral: o método de Lee (1983)

Lee (1983) fez uma extensão dos trabalhos seminais (LEE, 1978; HECKMAN, 1979), que permitiu um procedimento de estimativa consistente para equação de salários considerando a probabilidade de o indivíduo ser selecionado na amostra.

Em consonância com o modelo estrutural apresentado anteriormente, considere-se que o trabalhador escolhe a condição de migrante $k \neq j$, por exemplo,

8. Também conhecida como distribuição de Gumbel.

9. Os coeficientes na forma reduzida mensuram os impactos dos atributos pessoais (variáveis exógenas) sobre as probabilidades de migração. Embora não seja preocupação deste estudo, cabe ressaltar que é comum, na literatura, a recuperação dos coeficientes estruturais de forma indireta, isto é, por meio da imputação dos salários preditos (11) (primeiro estágio) na equação (10) (segundo estágio) (ver FALARIS, 1987; VIJVERBERG, 1995). Destarte, a identificação dos coeficientes estruturais do modelo exige apenas que as variáveis relacionadas aos custos de migração Z_j não se correlacionem com os salários, controle que pode ser feito sem problemas de sobreidentificação, ou seja, excluindo os atributos presentes em Z_j da equação de rendimentos (ver HECKMAN, 1990; PUHANI, 2000; MENG, 2001).

10. Adotando uma categoria como referência, por exemplo, $j = 1$, assume-se $\delta_j = \alpha_j = 0$ de modo a permitir a identificação do modelo *logit multinomial*. Logo, é possível obter, através da estimativa dos demais coeficientes, efeitos para mudanças relativas nas razões de probabilidades (GREENE, 2002).

11. Conforme ressaltado por Vijverberg (1995), há dificuldades para se parametrizar essa correlação. No entanto, Lee (1983) desenvolveu um método que permite mensurar o referido grau de correlação linear.

se $U_k^* = V_k + \varepsilon_k \geq \text{Max}_{j \in \Omega} \{V_j + \varepsilon_j\} = V_\Omega + \varepsilon_\Omega$, onde $V_\Omega \equiv \ln\left(\sum [\exp(V_j)]\right)$ deve-se à hipótese de distribuição de valor extremo (Gumbel) para o termo randômico ε_j . De acordo com Vijverberg (1995), essa última desigualdade ainda pode ser reescrita como:

$$\eta_k \equiv \varepsilon_\Omega - \varepsilon_k \leq V_\Omega - V_k \equiv A_k \quad (13)$$

onde: η_k é uma variável aleatória, segue uma distribuição logística, cuja probabilidade de escolha da condição de migrante k é dada por: $p_k = \text{prob}(\eta_k \leq A_k) = F(A_k) = \frac{1}{1 + \exp(A_k)}$, onde F é a função de densidade logística acumulada.

Conforme já destacado, o viés de seleção na equação (11) resulta da correlação entre u_j e ε_j . Mesmo com distribuições supostamente distintas para os últimos termos estocásticos,¹² Lee (1983) demonstra que η_k pode seguir uma distribuição normal a partir da seguinte transformação: $\eta_k^n = \Phi^{-1}[F(\eta_k)]$, onde Φ^{-1} é a inversa da função de densidade normal acumulada. Usando esse resultado em (13), é possível expressar aquela desigualdade como $\eta_k^n \leq \Phi^{-1}[p_k] = A_k^n$. Ainda em consonância com as estratégias de Lee (1978) e de Heckman (1979), Lee (1983) assume que u_k e η_k^n seguem uma distribuição normal conjunta com covariância dada por $\sigma_{\eta u}$. Dessa forma, o salário esperado do trabalhador determinado por sua condição de migração k é dado por:

$$E(\ln W_k | \eta_k^n \leq A_k^n) = \hat{\beta}_k X_k + \hat{\sigma}_{\eta u} \lambda_k \quad (14)$$

onde: $\lambda_k \equiv -\frac{\phi(\Phi^{-1}[p_k])}{p_k}$ é a variável de correção para viés de seleção amostral, $\hat{\beta}_k$ é um vetor de coeficientes não tendenciosos e consistentes e $\hat{\sigma}_{\eta u}$ da covariância entre u_k e η_k^n , e, por conseguinte, é um indicador da covariância entre u_k e η_k .

Portanto, o método de Lee (1983) pode ser resumido em dois estágios. Primeiro, estima-se a equação reduzida (12) por um *logit multinomial* e computa-se a probabilidade de o trabalhador escolher a condição de migração k , isto é, \hat{p}_k , a qual, por seu turno, permite o cálculo de λ_k . Finalmente, no segundo estágio estima-se (11) por MQO com a adição da variável λ_k , o que possibilita obter parâmetros corrigidos com

12. A distribuição de Gumbel é bem semelhante a uma normal, embora seja mais assimétrica concentrada na causa direita. Dependendo dos valores selecionados para os parâmetros da distribuição de Gumbel, essa pode se aproximar ainda mais de uma normal (ver VIJVERBERG, 1995).

o controle para atributos não observáveis que incorrem em autosseleção dos trabalhadores na amostra.¹³

4.3 Efeito da condição de migrante sobre os diferenciais de salários

Com intuito de verificar qual efeito de cada condição de migração sobre os salários dos trabalhadores foram propostas as seguintes questões: Em que medida os atributos não observados do trabalhador podem explicar a diferença entre o salário auferido com a arbitragem observada e aquele que seria obtido em outra condição de migração? A migração de retorno promove ganhos salariais ainda que motivada por frustrações de expectativas? Para responder a esses questionamentos, recorre-se à decomposição de diferenciais de salários proposta por Oaxaca (1973), que considera a comparação de salários factuais e contrafactuais a partir de diferentes critérios (COULON; PIRACHA, 2005).

Sucintamente, o referido método utiliza os coeficientes obtidos nas equações de salários para separar a parcela do diferencial de salários explicada pela diferença entre esses parâmetros (valoração que o mercado faz dos atributos produtivos não observados) daquela referente às desigualdades de dotações produtivas entre dois grupos da população (valoração dos atributos observados).

$$\ln W_j - \ln W_k = \sum_{i=1}^n \bar{X}_k (\hat{\beta}_j - \hat{\beta}_k) + \sum_{i=1}^n \hat{\beta}_j (\bar{X}_j - \bar{X}_k) \quad (15)$$

onde: j e k representam distintas condições de migração, sendo $k \neq j$ tomada como categoria de referência (base), $i = 1, \dots, n$ indexa a amostra total de trabalhadores, \bar{X}_j é o valor médio dos atributos observados para o i -ésimo trabalhador, $\hat{\beta}_j$ é um vetor de parâmetros estimados (incluindo intercepto) e corrigidos para viés de seleção na amostra, indexado para trabalhadores na condição de migração (grupo) j .

O primeiro componente da equação (15) $\sum_{i=1}^n \bar{X}_k (\hat{\beta}_j - \hat{\beta}_k)$ mensura a porção da diferença de salários entre os grupos j e k caso cada trabalhador do grupo j tivesse os mesmos atributos médios de cada trabalhador com condição de migração k . Portanto, tal diferencial é explicado pela valoração distinta que o mercado de trabalho pode realizar acerca dos atributos produtivos não observados. Assim, caso esse componente tenha sinal positivo, indicaria que os trabalhadores na condição de migração j receberiam um salário médio relativamente superior, devido a uma autosseleção positiva em características não observadas.

13. Os desvios-padrão das equações de salários podem não ser eficientes frente à presença do termo de correção para viés de seleção (NELSON, 1984). Todavia, a estimação dos primeiros usando a técnica de reamostragem *bootstrap* fornece resultados robustos (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Por fim, o segundo termo $\sum_{i=1}^n \hat{\beta}_j (\bar{X}_j - \bar{X}_k)$ capta a parte do diferencial de salários que é imputada às diferenças de dotações observadas entre os dois grupos. Um valor positivo desse componente, por exemplo, sugere que os trabalhadores com condição de migração j são positivamente selecionados em atributos observados, quando comparados aos trabalhadores na condição k .

5 DADOS E TRATAMENTOS

Os dados empregados nas estimativas empíricas deste trabalho foram obtidos através da PNAD de 2007. Essa base de dados oferece as informações mais recentes e disponíveis à época do estudo, assim como permite identificar diferentes categorias de migrantes interestaduais, a partir do tempo de residência na UF.

A identificação dos migrantes interestaduais não retornados, retornados e não migrantes foi possível através do cruzamento das informações acerca do estado de naturalidade, estado de residência, experiência de migração interestadual e tempo de residência no estado. Assim, o migrante de retorno é aquele que, na data da entrevista, morava no seu estado de naturalidade há pelo menos nove anos, mas já residiu em outra UF. O migrante não retornado, por sua vez, é o indivíduo que, na época da pesquisa, residia há ao menos nove anos em um estado diferente daquele onde nasceu. O não migrante é o indivíduo que declarou na data da entrevista nunca ter residido fora do seu estado de nascimento. Note-se que, sob esses critérios, os remigrados e migrantes não retornados pertencem à mesma coorte, visto que são aqueles que arbitraram no mesmo período de tempo, isto é, entre 1997-2007.¹⁴

Cabe ressaltar que apenas foram incluídos na amostra os trabalhadores com idade entre 18 e 70 anos e com ocupação remunerada na semana de referência. O recorte amostral por idade é necessário para tentar excluir indivíduos que não têm condições de arbitrar, chamados de migrantes agregados, enquanto a seleção de trabalhadores ocupados deve-se às restrições impostas pelas regressões de salários (FIESS; VERNER, 2003; SANTOS JÚNIOR; MENEZES-FILHO; FERREIRA, 2005).

O método de exclusão de variáveis foi empregado para a identificação do modelo empírico, ou seja, para separar os determinantes dos rendimentos daqueles relacionados aos custos de migração.¹⁵ Conforme Coulon e Piracha (2005), o procedimento consiste em realizar testes para possíveis variáveis instrumentais. Na

14. Devido à ausência de informações sobre a data de migração inicial do remigrante, a coorte apenas considera o período de retorno ao estado de nascimento.

15. Embora este trabalho não se preocupe em estimar os parâmetros estruturais, essa identificação ainda é necessária para assegurar que a decisão de migrar depende de outros atributos relacionados aos custos e, que, por seu turno, não se correlacionam com os rendimentos. Essa estratégia é consistente com a abordagem teórica do Capital Humano, no qual a decisão de migrar é baseada na maximização do benefício líquido esperado pelo trabalhador (SJAASTAD, 1962).

prática, as variáveis candidatas são inseridas nas regressões de salários (11) para verificar se são estatisticamente significativas. Em caso de significância, são excluídas do modelo, e se não forem significantes, são inseridas na equação de seleção (12). As principais variáveis instrumentais utilizadas foram: total de moradores no domicílio, número de migrantes não naturais do estado (com 10 ou mais anos de residência) no domicílio,¹⁶ estado conjugal, chefe de família e presença de filho menor de 14 anos.¹⁷ Cabe ressaltar que algumas variáveis entraram tanto nas equações de salários quanto na equação de seleção, visto que influenciam a decisão de migrar e a determinação dos salários, a saber: sexo, raça, experiência, níveis de educação, ocupação, filiação sindical, residência setorial, residência metropolitana e variáveis *dummies* para as regiões brasileiras de residência na data da pesquisa. As tabelas A.1 e A.2, do apêndice, fornecem maiores informações sobre as variáveis utilizadas nos modelos. Na primeira tabela, constam a descrição e a definição de cada variável, enquanto na segunda, as estatísticas descritivas da amostra.

6 RESULTADOS EMPÍRICOS

Nesta seção, são apresentados os resultados obtidos com a estimação do modelo de múltiplas escolhas e determinação de rendimentos. A tabela 3 registra os coeficientes estimados a partir da forma reduzida do modelo empírico – ver equação (12). Para facilitar a interpretação, também são apresentadas as razões das chances – taxas relativas de risco (TRR) –, tomando por referência a categoria não migrante (omitida).

É possível verificar que os homens ou aqueles de raça branca têm maiores chances de ser migrantes não retornados comparados às mulheres e não brancos (categorias omitidas). De acordo com Silveira Neto e Magalhães (2004), os indivíduos do sexo masculino são mais propensos à migração, uma vez que chegam a representar cerca de 70% dos migrantes no Brasil.

Com relação à educação, nota-se que a maior escolaridade aumenta a probabilidade de o trabalhador migrar. Por exemplo, um trabalhador com 15 anos ou mais de instrução registra chance relativa de ser migrante não retornado ou migrante de retorno aumentada em 86,8 pontos percentuais (p.p.) (TRR: 1,8677-1) e 105 p.p., respectivamente. Desse modo, os dados sugerem que existe forte relação entre investimento em capital humano e migração. Ademais, vários trabalhos na literatura apontam que as pessoas com mais educação são propensas à mobilidade (ZHAO, 2002; FIESS; VERNER, 2003).

16. Note-se que, sob esse critério, a variável exclui possíveis familiares que migraram no mesmo período do trabalhador típico, o que possibilita reduzir possíveis problemas de endogeneidade no modelo.

17. É importante destacar que a escolha das variáveis instrumentais também se baseou em aspectos teóricos. Por exemplo, a literatura especializada sugere que a condição conjugal ou a presença de filhos tende a afetar mais os custos de migração que os salários (MINCER, 1978).

TABELA 3

Brasil: determinantes da migração interestadual – logit multinomial

	Migrante não retornado		Migrante retornado	
	Coefficientes	TRR	Coefficientes	TRR
Homem	0,2902*** (0,0408)	1,3366*** (0,0546)	0,1185 (0,0856)	1,1258 (0,0963)
Branco	0,0939*** (0,0271)	1,0984*** (0,0298)	-0,0074 (0,0525)	0,9926 (0,0521)
Experiência	-0,0190*** (0,0036)	0,9812*** (0,0035)	0,0121* (0,0072)	1,0121* (0,0073)
Experiência2	-0,0003*** (0,0001)	0,9997*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)	0,9994*** (0,0001)
Estudo 1 a 4	-0,1032* (0,0552)	0,9019* (0,0498)	0,1189 (0,1082)	1,1262 (0,1219)
Estudo 5 a 10	-0,0991* (0,0530)	0,9057* (0,0480)	0,2952*** (0,1038)	1,3434*** (0,1395)
Estudo 11 a 14	0,0667 (0,0549)	1,0690 (0,0587)	0,2654** (0,1080)	1,3040** (0,1408)
Estudo 15 ou +	0,6247*** (0,0635)	1,8677*** (0,1186)	0,7183*** (0,1253)	2,0509*** (0,2569)
Empregado sem carteira	0,0853*** (0,0320)	1,0891*** (0,0349)	0,1499** (0,0635)	1,1617** (0,0738)
Autônomo	0,0545 (0,0337)	1,0561 (0,0356)	0,2211*** (0,0629)	1,2475*** (0,0784)
Empregador	-0,0779 (0,0657)	0,9250 (0,0607)	0,0235 (0,1250)	1,0238 (0,1279)
Funcionário público	-0,3469*** (0,0508)	0,7068*** (0,0359)	-0,3905*** (0,1095)	0,6767*** (0,0741)
Sindicato	-0,1562*** (0,0352)	0,8554*** (0,0301)	-0,1007 (0,0668)	0,9042 (0,0604)
Urbana	-0,2060*** (0,0405)	0,8139*** (0,0329)	0,1190 (0,0805)	1,1263 (0,0906)
Metrópole	-0,3039*** (0,0265)	0,7379*** (0,0196)	-0,5866*** (0,0518)	0,5562*** (0,0288)
Norte	0,6178*** (0,0401)	1,8549*** (0,0743)	0,0876 (0,0923)	1,0915 (0,1007)
Nordeste	-0,0533 (0,0353)	0,9481 (0,0335)	0,4956*** (0,0658)	1,6415*** (0,1080)
Sul	-0,3982*** (0,0402)	0,6715*** (0,0270)	0,2354*** (0,0724)	1,2654*** (0,0916)
Centro-Oeste	1,3059*** (0,0386)	3,6910*** (0,1424)	0,3072*** (0,0934)	1,3597*** (0,1271)
Total de moradores	-0,0927*** (0,0091)	0,9115*** (0,0083)	-0,1153*** (0,0179)	0,8911*** (0,0160)

(continua)

(continuação)

	Migrante não retornado		Migrante retornado	
	Coefficientes	TRR	Coefficientes	TRR
Número de migrantes	0,0658** (0,0273)	1,0680** (0,0292)	-0,3960*** (0,0780)	0,6730*** (0,0525)
Chefe	0,0217 (0,0344)	1,0219 (0,0352)	0,1969*** (0,0699)	1,2176*** (0,0851)
Casado	-0,1669*** (0,0416)	0,8463*** (0,0352)	-0,1520* (0,0863)	0,8590* (0,0741)
Casado mulher	-0,0337 (0,0592)	0,9669 (0,0573)	0,0705 (0,1225)	1,0730 (0,1314)
Casado e filho 14 anos	0,0121 (0,0639)	1,0121 (0,0647)	0,1081 (0,1237)	1,1141 (0,1378)
Filho de 14 anos	0,1831*** (0,0599)	1,2009*** (0,0719)	0,2710** (0,1155)	1,3112** (0,1514)
Intercepto	-0,6404*** (0,0897)		-3,1599*** (0,1860)	
Valor-p qui-quadrado		0,0000		
Número de observações		52.053		

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Obs.: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses.

Notas: *** Estatisticamente significante a 1%.

** Estatisticamente significante a 5%.

* Estatisticamente significante a 10%.

Os trabalhadores ocupados sem carteira de trabalho assinada ou como autônomos têm maior chance de migrar comparados àqueles empregados com carteira de trabalho assinada. Por outro lado, os funcionários públicos registram redução de 29,3 p.p. (TRR: 1-0,7068) e 32,3 p.p., respectivamente, na chance de ser migrante não retornado e remigrado. Desta forma, os dados indicam que os trabalhadores mais propensos a efetuar a arbitragem são aqueles inseridos em ocupações características do setor informal.

Residir em área urbana ou metropolitana diminui a probabilidade de migração, dado que existe maior oferta de serviços, trabalho e maiores remunerações. Em comparação ao Sudeste, as regiões Nordeste e Sul ganham destaque, uma vez que os trabalhadores residentes nessas últimas registraram maiores chances relativas de se tornarem migrantes, sobretudo, migrantes retornados na região Nordeste. Cabe ressaltar que as evidências apresentadas estão de acordo com aquelas encontradas por Siqueira (2006). Outras diferenças importantes merecem destaque: *i*) na região Sul a chance de o indivíduo ser migrante não retornado diminui em 32,8 p.p., enquanto a propensão à migração de retorno se eleva em 26,5 p.p., comparado ao residente típico do Sudeste; e *ii*) no Centro-Oeste, o trabalhador registra uma chance relativa três vezes maior de ser migrante permanente.

Nos domicílios com maior número de migrantes não naturais da UF, a chance de o trabalhador ser migrante não retornado aumenta em 6,8 p.p., enquanto sua propensão à remigração é reduzida em 32,7 p.p. Estes resultados reforçam o papel das redes sociais no processo de migração, que abrange a troca de experiência entre migrantes, favorece o acolhimento, fornece uma gama de informações sobre emprego e renda no local de destino, contribuindo para reduzir os custos e intervir no sucesso da arbitragem (SASAKI; ASSIS, 2000; YAMAUCHI; TANABE, 2008; ABUD *et al.*, 2008).

Ainda se pode observar que os chefes de família ou pais com filhos menores registram maiores chances de migração, sobretudo, para migração de retorno. Por outro lado, os trabalhadores com cônjuge apresentaram diminuição das referidas chances. Tais evidências reforçam a escolha das variáveis instrumentais e ressaltam o papel dos laços familiares na determinação dos custos associados à migração (MINCER, 1978).

A tabela 4 apresenta as equações de salários não corrigidas e corrigidas para viés de seleção na amostra. As equações não corrigidas foram estimadas por MQO sem considerar a equação de seleção (12), isto é, desconsiderando a interdependência entre migração e determinação de salários. Já as equações corrigidas foram obtidas por estimativas de dois estágios, ou seja, usando as variáveis de correção λ_1 , λ_2 e λ_3 , que foram computadas em primeiro estágio.

TABELA 4

Brasil: regressões de salários por condição de migração com e sem correção para viés de seleção na amostra

	Não migrante		Migrante não retornado		Migrante de retorno	
	Não corrigida	Corrigida	Não corrigida	Corrigida	Não corrigida	Corrigida
Homem	0,2471*** (0,0071)	0,2281*** (0,0084)	0,2805*** (0,0153)	0,2533*** (0,0210)	0,2600*** (0,0371)	0,2584*** (0,0373)
Branco	0,1144*** (0,0075)	0,1086*** (0,0075)	0,1307*** (0,0156)	0,1212*** (0,0160)	0,0666* (0,0355)	0,0669* (0,0354)
Experiência	0,0243*** (0,0009)	0,0262*** (0,0010)	0,0250*** (0,0020)	0,0269*** (0,0022)	0,0304*** (0,0051)	0,0299*** (0,0052)
Experiência2	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0005*** (0,0001)	-0,0005*** (0,0001)
Estudo 1 a 4	0,1643*** (0,0160)	0,1667*** (0,0167)	0,0968*** (0,0360)	0,1060*** (0,0352)	-0,0010 (0,0777)	-0,0024 (0,0763)
Estudo 5 a 10	0,3585*** (0,0157)	0,3577*** (0,0162)	0,2572*** (0,0338)	0,2658*** (0,0335)	0,3064*** (0,0749)	0,3016*** (0,0763)
Estudo 11 a 14	0,7086*** (0,0163)	0,6983*** (0,0169)	0,6513*** (0,0354)	0,6427*** (0,0352)	0,7387*** (0,0800)	0,7345*** (0,0810)
Estudo 15 ou +	1,4865*** (0,0204)	1,4338*** (0,0241)	1,6428*** (0,0408)	1,5830*** (0,0484)	1,6404*** (0,1022)	1,6303*** (0,1014)

(continua)

(continuação)

	Não migrante		Migrante não retornado		Migrante de retorno	
	Não corrigida	Corrigida	Não corrigida	Corrigida	Não corrigida	Corrigida
Empregado sem carteira	-0,1793*** (0,0084)	-0,1859*** (0,0085)	-0,1761*** (0,0172)	-0,1837*** (0,0176)	-0,1689*** (0,0404)	-0,1708*** (0,0414)
Autônomo	-0,0791*** (0,0101)	-0,0840*** (0,0101)	-0,0318 (0,0232)	-0,0356 (0,0233)	-0,0472 (0,0504)	-0,0510 (0,0510)
Empregador	0,6119*** (0,0222)	0,6175*** (0,0227)	0,6749*** (0,0552)	0,6844*** (0,0551)	0,6960*** (0,1297)	0,6943*** (0,1239)
Funcionário público	0,3307*** (0,0132)	0,3560*** (0,0145)	0,4558*** (0,0328)	0,4861*** (0,0347)	0,4743*** (0,0759)	0,4795*** (0,0782)
Sindicato	0,1063*** (0,0097)	0,1166*** (0,0097)	0,1417*** (0,0227)	0,1548*** (0,0229)	0,2381*** (0,0490)	0,2389*** (0,0486)
Urbana	0,1829*** (0,0128)	0,1939*** (0,0132)	0,2401*** (0,0249)	0,2607*** (0,0260)	0,2323*** (0,0669)	0,2300*** (0,0699)
Metrópole	0,0788*** (0,0073)	0,1033*** (0,0090)	0,1635*** (0,0164)	0,1889*** (0,0200)	0,2090*** (0,0378)	0,2189*** (0,0537)
Norte	-0,1410*** (0,0121)	-0,1811*** (0,0152)	0,0399* (0,0235)	-0,0176 (0,0375)	-0,1610** (0,0627)	-0,1588** (0,0635)
Nordeste	-0,3422*** (0,0094)	-0,3454*** (0,0094)	-0,2506*** (0,0230)	-0,2410*** (0,0237)	-0,3708*** (0,0456)	-0,3798*** (0,0585)
Sul	-0,0256*** (0,0092)	-0,0104 (0,0096)	0,0390 (0,0243)	0,0807** (0,0331)	-0,0302 (0,0501)	-0,0355 (0,0530)
Centro-Oeste	-0,0336** (0,0135)	-0,1465*** (0,0282)	0,0856*** (0,0202)	-0,0355 (0,0641)	0,0942 (0,0640)	0,0965 (0,0650)
λ_1		-0,3132*** (0,0673)				
λ_2				0,2176** (0,1068)		
λ_3						0,0466 (0,1815)
Intercepto	1,5538*** (0,0226)	1,4026*** (0,0392)	1,4853*** (0,0491)	1,7537*** (0,1416)	1,5007*** (0,1173)	1,6111*** (0,4327)
R ² ajustado	0,410	0,410	0,477	0,477	0,465	0,465
Número de observações	40.399	40.399	9.692	9.692	1.962	1.962

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Obs.: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. Para as equações corrigidas os desvios-padrão foram computados por bootstrap com 1.000 replicações.

Notas: *** Estatisticamente significante a 1%.

** Estatisticamente significante a 5%.

* Estatisticamente significante a 10%.

De uma forma geral, comparando-se os coeficientes corrigidos e não corrigidos, percebe-se que houve mudanças importantes para as variáveis de instrução e de localização regional dos trabalhadores migrantes não retornados. Em geral, a

medida que a faixa de escolaridade se eleva, os coeficientes das equações de salários aumentam, indicando maior remuneração para nível superior de estudo, sobretudo, para os remigrados e migrantes não retornados. Note-se, ainda, que a variável experiência registra efeito não linear sobre os salários, reforçando a percepção de que a migração é realizada, em geral, por jovens.

Cabe também destacar que os trabalhadores (não migrantes, migrantes não retornados e remigrantes), ocupados como empregados sem carteira ou como autônomos, auferem salários mais baixos em relação aos trabalhadores empregados com carteira de trabalho assinada (categoria omitida). Por seu turno, o oposto se verifica para os ocupados como empregador e funcionário público. Ademais, os residentes na região Nordeste ganham menos que os moradores do Sudeste, sobretudo, os remigrados, enquanto os migrantes de áreas urbanas e metropolitanas recebem mais que os moradores de regiões rurais e não metropolitanas (categorias omitidas).

Reportando-se aos coeficientes associados às variáveis de correção $\lambda_j, \forall_j = 1, 2, 3$, é possível anotar que aqueles referentes às equações de salários dos não migrantes e migrantes não retornados revelaram-se estatisticamente significativos. Especificamente, para os não migrantes, o sinal negativo do coeficiente de λ_1 indica que os mesmos devem registrar salários menores que aqueles de indivíduos escolhidos aleatoriamente no total da amostra, enquanto o sinal positivo do coeficiente associado à variável λ_2 revela que os rendimentos dos migrantes não retornados seriam maiores que os auferidos por indivíduos escolhidos aleatoriamente no total da amostra. Em linhas gerais, tais resultados sugerem seleção positiva (negativa) dos migrantes não retornados (não migrantes) em atributos não observados, evidências consistentes com aquelas encontradas por Santos Júnior, Menezes-Filho e Ferreira (2005).

Na tabela 5 são registrados os resultados obtidos com a decomposição de Oaxaca a partir das regressões de salários corrigidas. Os dados mostram que as maiores diferenças de rendimentos são verificadas entre o grupo dos migrantes não retornados e o grupo dos não migrantes. Nesse caso, quase a totalidade daquelas diferenças é explicada por atributos não observados favoráveis aos migrantes. Isso significa que, se os trabalhadores não migrantes tivessem as mesmas características médias dos migrantes, ainda assim, teriam seus atributos valorados inferiormente aos últimos.

Os migrantes não retornados apresentam situação vantajosa frente aos migrantes de retorno. Note-se que o diferencial total é positivo quando se toma o migrante por categoria de referência e que 89,5% das discrepâncias são devidas a fatores não observados, enquanto 10,5% se devem às diferenças de atributos. Portanto, as evidências apresentadas sugerem que os migrantes interestaduais permanentes são positivamente selecionados em relação aos não migrantes e remigrados.¹⁸

18. Esses resultados são mais precisos na ausência de diferenças na qualidade das coortes migratórias. Por exemplo, parte da diferença de renda favorável aos migrantes não retornados pode ser explicada pela remigração de trabalhadores negativamente selecionados nos anos precedentes a 2007, fato que, potencialmente, poderia aumentar a renda dos migrantes "sobreviventes" na região de destino.

TABELA 5

Brasil: decomposição de Oaxaca para as equações de salários corrigidas

Migrante não retornado <i>versus</i> não migrante	Categoria-base: migrante		Categoria-base: não migrante	
	Valor	Percentual	Valor	Percentual
Diferencial devido aos atributos	0,2	0,4	0,7	-1,3
Diferencial não explicado	54,0	99,6	-54,9	101,3
Diferencial total	54,2	100,0	-54,2	100,0
Migrante não retornado <i>versus</i> remigrado	Categoria-base: migrante		Categoria-base: remigrado	
	Valor	Percentual	Valor	Percentual
Diferencial devido aos atributos	2,8	10,5	-8,4	31,5
Diferencial não explicado	23,9	89,5	-18,3	68,5
Diferencial total	26,7	100,0	-26,7	100,0
Remigrado <i>versus</i> não migrante	Categoria-base: remigrado		Categoria-base: não migrante	
	Valor	Percentual	Valor	Percentual
Diferencial devido aos atributos	-2,2	-8,2	2,9	-10,8
Diferencial não explicado	29,0	108,2	-29,7	110,8
Diferencial total	26,8	100,0	-26,8	100,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Obs.: Valores positivos do diferencial não explicado indicam vantagem para a categoria-base; valores negativos o oposto. Diferenciais computados para distribuição não condicionada (salários potenciais), ou seja, apesar de consideradas nas estimativas, as variáveis de correção e seus coeficientes foram excluídos do cálculo.

A comparação entre os salários dos migrantes de retorno e não migrantes permite identificar vantagem para os primeiros, apesar de a diferença explicada por atributos observados favorecer os não migrantes. Destarte, caso os não migrantes possuíssem os mesmos atributos médios dos remigrados, teriam 29 pontos de log de salário a menos, dada a valoração diferenciada das características não observadas pelo mercado. Tais evidências sugerem que os remigrantes, mesmo possuindo atributos observados inferiores aos dos não migrantes, podem se beneficiar da experiência de migração ao acumular capital humano específico à região de destino.

Para entender melhor o padrão de seletividade entre os três grupos de trabalhadores analisados anteriormente, apresentam-se, na tabela 6, estimativas do salário/hora factual, contrafactual e do retorno econômico à migração, auferidos na média para cada nível de estudo. Ademais, as estimativas se referem aos salários potenciais, isto é, as predições lineares das equações de salários incluem os coeficientes corrigidos, exceto aqueles relacionados às variáveis de correção (MADDALA, 1983, p. 287). Os salários contrafactuais (aqueles que seriam obtidos com uma opção de arbitragem distinta da observada) foram calculados imputando-se os coeficientes estimados para os trabalhadores observados na categoria contrafactual sobre os atributos dos trabalhadores da categoria factual.

TABELA 6

Brasil: salário-hora predito (logaritmo), salário-hora contrafactual (logaritmo) e retorno econômico por condição de migração e segundo o nível de instrução

(A)	Factual	Contrafactual		Retorno econômico	
	Não migrante (1)	Caso migre sem retornar (2)	Caso migre e retorne (3)	(1) – (2)	(1) – (3)
Estudo < 1	1,95	2,52	2,19	-0,57*	-0,25*
Estudo 1 a 4	2,22	2,74	2,33	-0,51*	-0,10*
Estudo 5 a 10	2,40	2,89	2,66	-0,49*	-0,26*
Estudo 11 a 14	2,78	3,31	3,15	-0,54*	-0,38*
Estudo 15 ou +	3,72	4,48	4,28	-0,77*	-0,56*
Total	2,55	3,09	2,84	-0,54*	-0,29*
(B)	Migrante não retornado (1)	Caso não migre (2)	Caso migre e retorne (3)	(1) – (2)	(1) – (3)
	Estudo < 1	2,50	1,94	2,24	0,56*
Estudo 1 a 4	2,62	2,12	2,28	0,50*	0,34*
Estudo 5 a 10	2,76	2,28	2,59	0,48*	0,17*
Estudo 11 a 14	3,21	2,67	3,08	0,53*	0,12*
Estudo 15 ou +	4,38	3,60	4,22	0,78*	0,15*
Total	3,09	2,55	2,91	0,55*	0,19*
(C)	Migrante retornado (1)	Caso não migre (2)	Caso migre sem retornar (3)	(1) – (2)	(1) – (3)
	Estudo < 1	2,14	1,89	2,45	0,25*
Estudo 1 a 4	2,26	2,14	2,65	0,11*	-0,39*
Estudo 5 a 10	2,55	2,29	2,77	0,25*	-0,23*
Estudo 11 a 14	3,10	2,73	3,26	0,37*	-0,16*
Estudo 15 ou +	4,18	3,62	4,38	0,56*	-0,20*
Total	2,82	2,52	3,06	0,30*	-0,24*

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Nota: * Estatisticamente significante a 1%.

Na coluna (1), por exemplo, registram-se as estimativas factuais segundo três categorias de trabalhadores: não migrante, migrante não retornado e migrante retornado. Nas colunas (2) e (3) são apresentados os salários contrafactuais. Por fim, nas duas últimas colunas são computados os ganhos salariais à migração (retorno econômico) a partir da diferença entre predições lineares factuais e contrafactuais.

Com relação ao não migrante, o retorno econômico auferido, no caso de migração permanente para a região de destino, é negativo para todas as faixas de escolaridade, ou seja, os dados sugerem que a decisão de continuar no estado de

origem pode não ter sido a melhor escolha, uma vez que o trabalhador ganharia mais se tivesse arbitrado. No tocante à opção pela remigração, percebem-se resultados semelhantes, embora com menor perda de rendimentos que no primeiro caso.

Vale ressaltar que a questão da inconsistência envolvida na decisão de não migrar deve ser vista com cautela, uma vez que alguns fatores não considerados no modelo podem atuar significativamente na decisão de arbitragem: *i*) a dificuldade de assimilação dos custos (incerteza) envolvidos na decisão de arbitragem, sobretudo, para os trabalhadores de baixa instrução; *ii*) as diferenças de amenidades regionais devem compensar os ganhos/perdas salariais estimadas; e *iii*) a dificuldade de acesso ao crédito (restrição financeira/falhas de mercado) pode dificultar a migração de muitos trabalhadores (FALARIS, 1987; COULON; PIRACHA, 2005).

Os dados também mostram que a decisão de migração foi coerente, sobretudo, para os migrantes não retornados. Para todas as faixas de instrução consideradas, o retorno econômico desses últimos migrantes, em caso de opção pela não migração ou remigração, foi positivo. Por outro lado, observando a diferença de salário do remigrado, a partir da opção pela não migração, também se nota que houve ganhos por ter arbitrado, sobretudo no caso dos mais instruídos. Ademais, se tivessem permanecido no estado de destino, teriam recebido maior salário, uma vez que o retorno econômico foi negativo para todas as faixas de estudo. Portanto, os resultados são importantes no sentido de reforçar a hipótese de que a maior parte dos retornados sofreu frustração de expectativas quanto ao emprego e à renda na região de destino (SIQUEIRA, 2006).

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi analisar, empiricamente, os potenciais impactos do fenômeno da remigração nos salários daqueles que decidiram voltar aos estados brasileiros de naturalidade. Inicialmente, os achados empíricos mostraram que os migrantes interestaduais não retornados são positivamente selecionados em atributos não observados quando comparados aos migrantes de retorno e não migrantes. Ou seja, foi constatado que os primeiros ganham, em média, um salário maior que os últimos, sobretudo, devido às diferenças de atributos não observados. Tais resultados corroboram aqueles verificados por Santos Júnior, Menezes-Filho e Ferreira (2005), embora aqui tenham sido obtidos por uma técnica mais rigorosa e consistente com a literatura especializada (BORJAS, 1987; RIBEIRO; BASTOS, 2004).

O conjunto de evidências encontradas também sugere, por um lado, que os migrantes interestaduais de retorno poderiam auferir ganhos salariais caso tivessem permanecido empregados no estado de destino, indicando que a decisão de migrar pode ser explicada pelo desemprego ou por erro de previsão acerca dos salários esperados com a arbitragem. Por outro, apesar de os remigrados serem desfavorecidos em atributos observados quando comparados aos não migrantes,

os achados empíricos permitem afirmar que a decisão de remigrar foi consistente, dado que, após o reingresso no mercado de trabalho do estado de naturalidade, o rendimento médio do migrante se elevou (retorno econômico positivo). A explicação para tal resultado pode estar associada à acumulação de riqueza/conhecimentos no estado de destino inicial, sobretudo, para os trabalhadores mais instruídos, que conforme as estimativas, auferem os maiores ganhos de salário (DUSTMANN; KIRCHKAMP, 2002).

Destarte, tais evidências são importantes para o Brasil, pois comprovam que a migração, mesmo quando motivada por erros de previsão ou desemprego, constitui-se um importante mecanismo para melhorar o bem-estar dos trabalhadores, principalmente, daqueles que investem em educação e conseguem assimilar melhor os ganhos de capital humano providos pela experiência de arbitragem.

Dado que a região Nordeste é a maior receptora de seus migrantes naturais e que apresenta grandes disparidades socioeconômicas, os achados deste trabalho permitem questionar quais seriam os impactos da migração de retorno sobre a distribuição de renda e emprego. Apesar da seleção negativa dos remigrados dentro do grupo de migrantes, a volta ao estado de origem parece ter aumentado o bem-estar do migrante típico. Assim, fica como sugestão para estudos futuros a investigação dessa temática.

ABSTRACT

The main goal of this paper is to analyze the impacts of interstate migration on the earnings of workers returning to their states of birth in Brazil. To this purpose, we use data from the 2007 National Household Survey – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) and an empirical model of joint determination of migration and earnings. The findings indicate that return migrants are negatively selected compared to permanent migrants. However, we observed that return migrants with high levels of education earn more in the state of birth, probably due a specific human capital accumulation in the state of destination.

Keywords: Return Migration; Earnings; Self-Selection; Human Capital.

REFERÊNCIAS

- ABUD, D. L. *et al.* Migração de retorno: entre significados e materialidades. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16. **Anais...** Caxambu, 2008.
- BAENINGER, R. A. Novos espaços da migração no Brasil: anos 80 e 90. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 12. **Anais...** Caxambu, 2000.
- BORJAS, G. J. Self-selection and the earnings of immigrants. **American Economic Review**, v. 77, n. 4, p. 531-553, Sep. 1987.
- _____.; BRATSBURG, B. Who leaves? The outmigration of the Foreign-Born. **The Review of Economics and Statistics**, v. 87, n. 1, p. 165-176, Feb. 1996.

BRITO, F. R. A.; CARVALHO, J. A. M. As migrações internas no Brasil: as novidades sugeridas pelos censos demográficos de 1991 e 2000 e pelas PNADs recentes. **Parcerias Estratégicas**, n. 22, p. 441-455, jun. 2006.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge University Press, 2005.

CHISWICK, B. Are immigrants favorably self-selected? **American Economic Review**, v. 89, n. 2, p. 181-185, 1999.

COHEN, Y.; HABERFELD, Y. Self-selection and return migration: Israeli-Born Jews returning home from the United States during the 1980s. **Population Studies**, v. 55, n. 1, p. 79-91, Mar. 2001.

COULON, A.; PIRACHA, M. Self-selection and the performance of return migrants: the source country perspective. **Journal of Population Economics**, v. 18, p. 779-807, 2005.

CUNHA, A. S. Migração de retorno num contexto de crises, mudanças e novos desafios. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 12. **Anais...** Caxambu, 2000. v.1.

DAVANZO, J. Repeat migration in the United States: who moves back and who moves on? **The Review of Economics and Statistics**, v. 65, n. 4, p. 552-559, Nov. 1983.

_____.; MORRISON, P. A. Return and other sequences of migration in the United States. **Demography**, v. 18, n. 1, p. 85-101, Feb. 1981.

DOLTON, P. J.; MAKEPEACE, G. H.; KLAU, Van der. Occupational choice and earnings determination: the role of sample selection and non-pecuniary factors. **Oxford Economic Papers**, v. 41, n. 3, p. 573-594, 1989.

DUSTMANN, C.; KIRCHKAMP, O. The optimal migration duration and activity choice after re-migration. **Journal of Development Economics**, v. 67, p. 351-372, 2002.

FALARIS, E. M. A nested logit migration model with selectivity. **International Economic Review**, v. 28, n. 2, p. 429-443, 1987.

FIESS, N. M.; VERNER, D. Migration and human capital in Brazil during 1990s. **World Bank Policy Research**, p. 1-39, 2003 (Working Paper, n. 3.093).

GREENE, W. H. **Econometrics analysis**. 5. ed. Prentice Hall, 2002.

KAUHANEN, M.; TERVO, H. Who moves to depression regions? An analysis of migration stream in Finland in the 1991. **International Regional Science Review**, v. 25, n. 2, p. 200-218, Apr. 2002.

HECKMAN, J. V. Sample selection as a specification error. **Econometrica**, v. 47, p. 153-161, 1979.

_____. Varieties of selection bias. **The American Economic Review**, v. 80, n. 2, p. 313-318, 1990.

LEE, L-F. Unionism and wage rates: a simultaneous equations model with qualitative and limited dependent variables. **International Economic Review**, v. 19, n. 2, p. 415-433, 1978.

_____. Generalized econometric models with selectivity. **Econometrica**, v. 51, n. 2, p. 507-512, 1983.

MADDALA, G. **Limited-dependent and qualitative variables in econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.

MENG, X. The informal sector and rural-urban migration – a Chinese case study. **Asian Economic Journal**, v. 15, n. 1, p. 71-89, 2001.

MINCER, J. Family migrations decisions. **Journal of Political Economy**, v. 86, n. 5, p. 749-773, 1978.

NELSON, F. D. Efficiency of the two-step estimator for models with endogenous sample selection. **Journal of Econometrics**, v. 24, p. 181-196, 1984.

NEWBOLD, K. B. Counting migrants and migrations: comparing lifetime and fixed-interval return and onward migration. **Economic Geography**, v. 77, n. 1, p. 23-40, 2001.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 4, p. 693-790, 1973.

PUHANI, P. A. The Heckman correction for sample selection and its critique. **Journal of Economic Surveys**, v. 14, n. 1, 2000.

RAMALHO, H. M. B.; SILVEIRA NETO, R. M. Migração de retorno e escolha ocupacional no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 7. **Anais...** São Paulo, 2009.

RIBEIRO, E. P.; BASTOS, V. M. Viés de seleção, retornos à educação e migração no Brasil. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 26. **Anais...** João Pessoa: SBE, 2004. p. 1-19.

SANTOS JÚNIOR, E. R.; MENEZES-FILHO, N.; FERREIRA, P. C. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 35, n. 3, p. 299-331, 2005.

SASAKI, E. M.; ASSIS, G. O. Teorias das migrações internacionais. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 12. **Anais...** Caxambu, 2000. v.1.

SHUMWAY, J. M.; HALL, G. Self-selection, earnings and Chicano migration: differences between return and onward migrants. **International Migration Review**, v. 30, n. 4, p. 979-994, 1996.

SILVEIRA NETO, R. M.; MAGALHÃES, A. M. O progresso econômico do migrante em São Paulo: evidências a partir dos censos demográficos de 1991 e 2000. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS, 3. **Anais...** Belo Horizonte, 2004.

SIQUEIRA, L. B. O. **Uma análise do fluxo migratório brasileiro**: migração para regiões pobres e migração de retorno. Tese (Doutorado). Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2006.

SJAASTAD, L. The costs and returns of human migration. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 80-93, 1962.

VIJVERBERG, W. P. M. Dual selection criteria with multiple alternatives: migration, work status, and wages. **International Economic Review**, v. 36, n. 1, p. 159-185, 1995.

YAMAUCHI, F.; TANABE, S. Nonmarket networks among migrants: evidence from metropolitan Bangkok, Thailand. **Journal of Population Economics**, v. 21, n. 3, p. 649-664, 2008.

ZHAO, Y. Causes and consequence of return migration: recent evidence from China. **Journal of Comparative Economics**, v. 30, n. 2, p. 376-394, 2002.

(Originais submetidos em julho de 2010. Última versão recebida em abril de 2011. Aprovada em setembro de 2011).

APÊNDICE

TABELA A.1

Descrição das variáveis utilizadas nas regressões

Atributos pessoais	Definição
Homem	Variável binária: 1 masculino; 0 feminino ¹
Branco	Variável binária: 1 branco; 0 não branco ¹
Experiência	Experiência no mercado de trabalho (idade - anos de estudo - 5)
Experiência ²	Experiência ao quadrado
Estudo < 1	Variável binária: 1 possui menos de 1 ano de estudo; ¹ 0 caso contrário
Estudo 1 a 4	Variável binária: 1 possui de 1 a 4 anos de estudo; 0 caso contrário ¹
Estudo 5 a 10	Variável binária: 1 possui de 5 a 10 anos de estudo; 0 caso contrário ¹
Estudo 11 a 14	Variável binária: 1 possui de 11 a 14 anos de estudo; 0 caso contrário ¹
Estudo 15 ou +	Variável binária: 1 possui 15 ou + anos de estudo; 0 caso contrário ¹
Ocupação	
Empregado com carteira	Variável binária: 1 empregado com carteira de trabalho assinada; ¹ 0 caso contrário
Empregado sem carteira	Variável binária: 1 empregado sem carteira de trabalho assinada; 0 caso contrário ¹
Autônomo	Variável binária: 1 trabalhador autônomo/conta-própria; 0 caso contrário ¹
Empregador	Variável binária: 1 empregador; 0 caso contrário ¹
Funcionário público	Variável binária: 1 servidor público; 0 caso contrário ¹
Sindicato	Variável binária: 1 filiado a sindicato; 0 caso contrário ¹
Família	
Chefe	Variável binária: 1 responsável pela família; 0 caso contrário ¹
Casado	Variável binária: 1 homem que vive com cônjuge; 0 caso contrário ¹
Casado mulher	Variável binária: 1 mulher que vive com cônjuge; 0 caso contrário ¹
Total de moradores	Total de moradores no domicílio
Número de migrantes	Total de migrantes não naturais da UF no domicílio com 10 anos ou + de residência
Filho de 14 anos	Variável binária: 1 possui filho menor de 14 anos; 0 caso contrário ¹
Casado e filho 14 anos	Variável binária: 1 casado e possui filho menor de 14 anos; 0 caso contrário ¹
Residência	
Urbana	Variável binária: 1 reside na zona urbana; 0 caso contrário ¹
Metrópole	Variável binária: 1 reside na região metropolitana; 0 caso contrário ¹
Norte	Variável binária: 1 reside na região Norte; 0 caso contrário ¹
Nordeste	Variável binária: 1 reside na região Nordeste; 0 caso contrário ¹
Sul	Variável binária: 1 reside na região Sul; 0 caso contrário ¹
Centro-Oeste	Variável binária: 1 reside na região Centro-Oeste; 0 caso contrário ¹
Sudeste	Variável binária: 1 reside na região Sudeste; ¹ 0 caso contrário

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Nota: ¹Categoria de referência/controle.

TABELA.A.2

Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões

	Não migrante		Migrante não retornado		Migrante de retorno		Total	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Homem	0,58	0,49	0,62	0,48	0,60	0,49	0,59	0,49
Branco	0,48	0,50	0,46	0,50	0,47	0,50	0,47	0,50
Experiência	24,19	13,47	18,39	11,68	21,10	11,69	22,99	13,29
Experiência2	766,42	734,63	474,72	558,46	581,83	583,40	705,15	709,31
Estudo 1 a 4	0,20	0,40	0,15	0,36	0,17	0,38	0,19	0,39
Estudo 5 a 10	0,33	0,47	0,31	0,46	0,35	0,48	0,32	0,47
Estudo 11 a 14	0,30	0,46	0,34	0,47	0,30	0,46	0,31	0,46
Estudo 15 ou +	0,09	0,28	0,14	0,34	0,12	0,32	0,10	0,30
Empregado sem carteira	0,24	0,42	0,27	0,44	0,26	0,44	0,24	0,43
Autônomo	0,25	0,43	0,21	0,41	0,26	0,44	0,24	0,43
Empregador	0,04	0,20	0,04	0,19	0,04	0,20	0,04	0,20
Funcionário público	0,08	0,27	0,07	0,25	0,06	0,23	0,08	0,26
Sindicato	0,18	0,38	0,14	0,35	0,16	0,37	0,17	0,38
Urbana	0,90	0,30	0,88	0,32	0,89	0,31	0,89	0,31
Metrópole	0,44	0,50	0,31	0,46	0,32	0,46	0,41	0,49
Norte	0,11	0,31	0,17	0,38	0,10	0,29	0,12	0,32
Nordeste	0,31	0,46	0,23	0,42	0,38	0,49	0,30	0,46
Sul	0,23	0,42	0,12	0,33	0,22	0,41	0,21	0,41
Centro-Oeste	0,07	0,26	0,24	0,43	0,09	0,28	0,11	0,31
Total de moradores	3,85	1,74	3,68	1,77	3,61	1,64	3,81	1,74
Número de migrantes	0,14	0,41	0,19	0,54	0,08	0,29	0,14	0,43
Chefe	0,54	0,50	0,51	0,50	0,59	0,49	0,53	0,50
Casado	0,65	0,48	0,58	0,49	0,65	0,48	0,64	0,48
Casado mulher	0,24	0,43	0,19	0,39	0,23	0,42	0,23	0,42
Casado e filho 14 anos	0,39	0,49	0,42	0,49	0,47	0,50	0,40	0,49
Filho de 14 anos	0,44	0,50	0,47	0,50	0,53	0,50	0,45	0,50
Observações	40.399		9.692		1.962		52.053	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

HISTERESE E O COMÉRCIO EXTERIOR DE PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS BRASILEIROS*

Sérgio Kannebley Júnior**

Diogo de Prince***

Maíra Camargo Scarpelli****

Este artigo investiga a hipótese de histerese para as exportações brasileiras de produtos manufaturados, no período de 1985 a 2005, e para as importações de 1996 a 2008. Por histerese entende-se a ocorrência de efeitos permanentes sobre as quantidades e preços de produtos exportados ou importados devido a choques temporários na taxa de câmbio, alterando, conseqüentemente, a estrutura de comércio. Para verificar essa hipótese, é utilizada uma medida empírica de histerese *forte* (macroeconômica) desenvolvida por Piscitelli *et al.* (2000), sendo testada sua significância em equações setoriais de oferta e demanda de exportações e demanda por importações. Os resultados demonstram que as exportações brasileiras de produtos manufaturados são determinadas fortemente pela demanda internacional. Além disso, a relação entre os preços internacionais e os preços de exportação nacionais mostrou ser a medida empírica de preço relativo relevante para a análise das exportações. Com relação à hipótese de histerese, é rejeitada para o agregado de produtos manufaturados das exportações brasileiras, mas aceita em diversos setores industriais. Para as importações, essa hipótese é aceita para o agregado de produtos manufaturados e para dez setores industriais.

Palavras-chave: Histerese; Comércio Internacional; Econometria de Séries Temporais.

1 INTRODUÇÃO

Sob a atual conjuntura de firme valorização da taxa de câmbio, retomada da demanda interna e desaceleração da economia mundial, as questões sobre a sustentabilidade dos superávits comerciais e o potencial déficit em conta-corrente voltam ao centro do debate político-econômico. Associado a essa conjuntura, retoma-se o questionamento sobre o nível adequado para a taxa de câmbio, bem como sobre a forma de resposta dos componentes da balança comercial às variações cambiais.

A observação da experiência recente brasileira aponta uma aparente relação defasada e assimétrica entre taxa de câmbio e balança comercial.¹ Por relação assimétrica

* Artigo agraciado com o 1º lugar no Prêmio Confederação Nacional da Indústria (CNI) de Economia 2010. Este trabalho foi elaborado no âmbito do grupo de pesquisa sobre taxa de câmbio do Centro de Macroeconomia Aplicada (CEMAP) da Escola de Economia de São Paulo (EESP)-Fundação Getúlio Vargas (FGV).

** Professor titular da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP) da Universidade de São Paulo (USP) e Pesquisador nível 2 do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). E-mail: skj@usp.br

*** Doutorando em Economia na FGV/SP.

**** Mestre em Economia pela FEA-RP da USP.

1. Evidências microeconômicas para as respostas dos exportadores podem ser encontradas em Markwald e Puga (2002), enquanto evidências macroeconômicas, também para as exportações, podem ser vistas em Kannebley Júnior (2008).

entende-se que os impactos de uma desvalorização cambial podem não ser os mesmos, nem no curto nem no longo prazo, daqueles gerados por uma valorização cambial de mesma medida. Essa hipótese relaciona-se com a teoria de histerese para o comércio internacional elaborada inicialmente por Baldwin (1988), Dixit (1989) e Krugman (1989). Segundo essa proposição teórica, em razão da existência de custos de entrada e saída, os exportadores/importadores não entram ou saem do mercado externo prontamente em resposta às mudanças na taxa de câmbio real; eles preferem adotar estratégias de “esperar e ver”. Assim, variações cambiais não geram um efeito imediato e simétrico sobre as exportações/importações. Com isso, torna-se preocupante a possibilidade de resposta do volume importado/exportado ter um caráter permanente, a despeito do caráter transitório da variação cambial.

Ou seja, uma das implicações da hipótese de histerese no comércio exterior seria de que variações cambiais, ao alterarem as perspectivas de rentabilidade das atividades de exportações/importações, induziriam movimentos de entrada/saída do comércio exterior e alterariam, por conseguinte, a estrutura de comércio.²

Para se compreender melhor a resposta das funções do comércio exterior às variações cambiais dever-se-ia considerar a hipótese de histerese. Caso contrário, a omissão dos efeitos de alterações estruturais nessas funções, provenientes de alterações na estrutura de comércio subjacente, poderia levar à produção de estimativas de elasticidade viesadas. A incorporação dos efeitos da histerese permitiria inferir a sensibilidade das exportações e importações às variações cambiais recentes sob tal hipótese e avaliar melhor os efeitos da política cambial sobre o comércio exterior brasileiro. Esse é propriamente o objetivo deste trabalho.

Para isso, é conduzida uma análise de séries de tempo, com a estimação de equações de longo prazo para funções de oferta e/ou demanda para 15 setores exportadores de produtos manufaturados, no período de 1985 a 2005, e funções de demanda de importações para 26 setores importadores no período entre 1996 a 2008. Para se testar a hipótese de histerese para o caso brasileiro, propõe-se a inclusão de uma medida empírica de histerese *forte* (macroeconômica), desenvolvida por Piscitelli *et al.* (2000), nas formas funcionais dos modelos convencionais de oferta e demanda.

Além desta seção introdutória, este artigo conta com mais cinco seções. A segunda é composta por uma sistematização do argumento teórico de histerese e por uma discussão sobre a forma de representação desse fenômeno. Em seguida, na terceira seção, apresenta-se a metodologia e os dados utilizados. Na quarta seção

2. A recente apreciação cambial teve efeito danoso, principalmente, sobre as exportações de produtos manufaturados, já que o aumento da demanda mundial pressionou relativamente para cima os preços dos produtos básicos e semimanufaturados, bem como seus volumes exportados. Já as importações apresentaram um redirecionamento da pauta em direção aos bens intermediários, responsável, nos anos de 2000, por quase 60% do total importado pelo país.

é apresentada uma breve descrição do comportamento agregado das variáveis de interesse e as transformações histeréticas de medidas alternativas de taxa de câmbio. Na quinta, são apresentados e discutidos os resultados. Por fim, são apresentadas as considerações finais do trabalho, com a discussão dos possíveis efeitos da política cambial sob a hipótese de histerese.

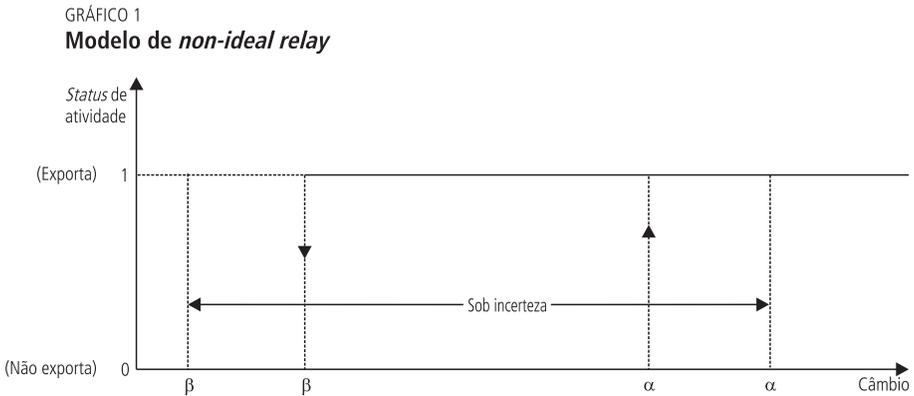
2 HISTERESE E COMÉRCIO EXTERIOR

O termo histerese, introduzido pelo físico James Alfred Ewing (1895), é utilizado em diversas áreas de conhecimento para indicar a ocorrência de efeitos permanentes causados por estímulos exógenos temporários. Em sistemas histeréticos, o equilíbrio de longo prazo pode ser alterado em razão de condições iniciais diferentes, pois esses sistemas são dependentes da trajetória (histórico).

Em comércio internacional, a histerese ocorre quando choques temporários na taxa de câmbio provocam efeitos permanentes sobre quantidades e preços de produtos exportados ou importados, alterando, conseqüentemente, a estrutura de comércio. Nesse caso, o conceito de histerese está associado à interpretação da decisão de participar do mercado externo como uma decisão de investimento. Analogamente, a decisão de deixar o mercado é comparada a uma reversão do investimento. A hipótese básica é fundamentada no argumento microeconômico de que a firma não exportadora – ao decidir participar do mercado – e a firma exportadora – ao decidir sair do mercado – enfrentarão custos integralmente, ou parcialmente, irrecuperáveis. Tais custos incluem – além dos custos operacionais – pesquisas de mercado, estabelecimento de redes de distribuição, *marketing*, adaptação do produto à legislação do país de destino, entre outros associados à entrada; e custos associados à saída do mercado, geralmente relacionados a rescisões contratuais e relações de clientela.

De modo geral, pode-se assumir que a firma entrará no mercado exportador quando a expectativa de acréscimo de rendimentos superar os custos irrecuperáveis associados à sua entrada. De modo similar, a firma não sairá do mercado enquanto sua permanência não gerar expectativa de rendimentos menor que os custos irrecuperáveis relacionados à sua saída. Nesse contexto, as variações da taxa de câmbio induzirão variações nas expectativas de retornos esperados, sendo também um dos principais componentes de incerteza. Caso os choques temporários da taxa de câmbio venham a favorecer o investimento (desinvestimento) na atividade exportadora, o exportador obterá um lucro (prejuízo) anormal, optando por entrar (sair) no (do) mercado externo. Esse tipo de argumentação está presente em diversos artigos teóricos a respeito da hipótese de histerese em comércio internacional, como por exemplo, os trabalhos de Baldwin (1986, 1988), Baldwin e Krugman (1987, 1989), Dixit (1989), entre outros.

Subjacente a esses modelos teóricos está o modelo microeconômico de histerese, chamado de *non-ideal relay*. O gráfico 1 ilustra sua aplicação para representar a decisão das firmas individuais de entrada e saída de mercados de exportação.



Considera-se que a firma j decide, no período t , se irá ou não produzir e vender no mercado externo uma unidade de seu produto. Os custos para a produção de uma unidade são divididos em dois componentes: custo variável, c_j ; e – se a firma não produzir no período imediatamente anterior – custo fixo de entrada, k_j , específico à firma e nulo caso se decida não produzir no período t , ou seja, é um custo irrecuperável.

Desse modo, para uma firma que não participava do mercado no período anterior, uma depreciação da moeda doméstica que faça com que o rendimento supere ambos os componentes de custo resulta na decisão de exportar no período presente. Porém, o retorno da taxa de câmbio em nível pré-depreciação não provoca uma reversão na decisão da firma, visto que agora somente os custos variáveis da produção precisam ser cobertos. Ao permanecer como exportadora, a firma altera a estrutura de mercado e, conseqüentemente, a relação entre a taxa de câmbio e o nível de exportações. A firma optará por não exportar somente se houver uma apreciação da moeda doméstica que faça com que os prejuízos, em relação aos custos variáveis, sejam maiores ou iguais ao custo de saída.

Note-se que a firma j está interessada em dois valores de taxa de câmbio, chamados de gatilho de entrada, α_j , e gatilho de saída, β_j , em que $\alpha_j > \beta_j$. Somente choques cambiais que ultrapassem esses valores levam a mudanças no *status* exportador da firma; variações cambiais que se encontrem dentro desse intervalo não afetam a decisão da firma, logo, não alteram a estrutura do mercado exportador.

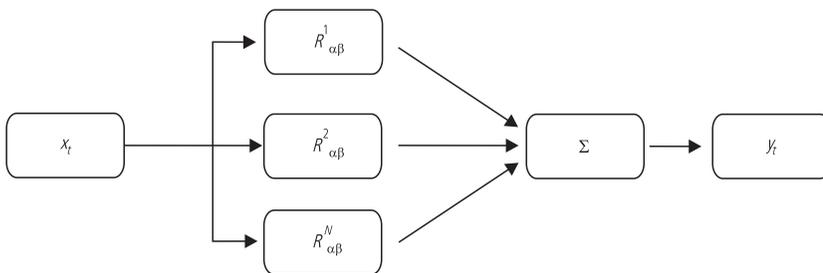
Por isso, o intervalo formado pelos gatilhos é chamado de zona de inação. O comportamento da firma, representado pelo gráfico 1, adota a forma de um circuito, que segue o formato típico de um conversor de *non-ideal relay*, denotado por $R_{\alpha\beta}$.

Portanto, nesse modelo simplificado, a decisão da firma no período t , y_t , é função do seu *status* de atividade inicial, y_{t-1} , e da taxa de câmbio, x_t , operada pelo conversor, $R_{\alpha\beta}$. Assim, y_t pode assumir os valores zero (0), ou um (1), segundo a regra a seguir:

$$y_t = R_{\alpha\beta} x_t = \begin{cases} 1 & \text{se } (y_{t-1} = 0 \text{ e } x_t > \alpha) \\ y_{t-1} & \text{se } (\beta \leq x_t \leq \alpha) \\ 0 & \text{se } (y_{t-1} = 1 \text{ e } x_t < \beta) \end{cases} \quad (1)$$

Mayergoyz (1986) apresenta um método de agregação macroeconômica do comportamento das firmas, baseado no modelo de Preisach, que equivale à superposição dos operadores de *histerese non-ideal relay*, $R_{\alpha\beta}^j$, de cada firma j , com $j = 1, \dots, N$, representadas por seus respectivos gatilhos de entrada e saída, α_j e β_j . Então a agregação de N firmas corresponde à superposição de N operadores individuais, como representado na figura 1, em que y é o resultado da agregação do *status* de exportação de cada uma das N firmas, após ter sido considerada a relação de histerese.

FIGURA 1
Superposição de operadores *non-ideal relay*



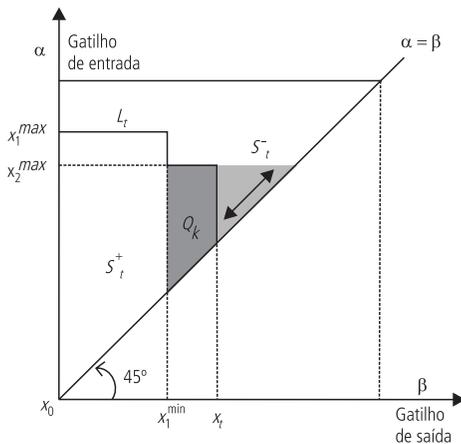
Fonte: *Systems with hysteresis*. Disponível em: <<http://euclid.ucc.ie/histerese/node12.htm>>.

Nesse modelo de agregação, cada firma é caracterizada por um par ordenado (β_j, α_j) ; logo, todos os possíveis pontos podem ser representados em um plano

(α, β) . Ademais, sabe-se que, por definição, $\alpha_j \geq \beta_j$, portanto, todos os pontos que representam as firmas encontram-se acima de uma linha de 45° em que $\alpha = \beta$, como mostra o gráfico 2. As variações cambiais fazem com que os valores de gatilho das empresas sejam atingidos, estimulando a entrada/saída do mercado externo, tal que o conjunto de firmas seja dividido em dois subconjuntos: S_t^+ , de firmas exportadoras; e S_t^- , de não exportadoras. A alteração da divisão desses conjuntos representa as variações nas exportações em nível macroeconômico.

GRÁFICO 2

Aplicação do modelo de Preisach-Piscitelli ao comércio exterior



Fonte: Göcke (2002).

Os subconjuntos S_t^+ e S_t^- são separados por uma linha divisória L_t , a qual é formada pela trajetória da taxa de câmbio. Desvalorizações cambiais significam a ativação de gatilhos de entrada de algumas empresas que ainda não são exportadoras; logo, as desvalorizações deslocam a linha L_t horizontalmente, aumentando o conjunto S_t^+ . Vale notar que desvalorizações cambiais não afetam a decisão das empresas que já estão no mercado em relação à sua permanência; assim, nenhum gatilho de saída é ativado. Por outro lado, valorizações cambiais produzem deslocamentos verticais em L_t à medida que o gatilho de saída das firmas é atingido. Após diversas flutuações do câmbio, o resultado final é uma linha com formato de escada.

No entanto, a formação da linha L_t evidencia que valores máximos (mínimos) locais de câmbio que superem um valor extremo anteriormente obtido irão “apagar” as coordenadas que formavam o degrau anterior, substituindo-o pelo novo valor e, conseqüentemente, criando um degrau substituto. Por outro lado, se o novo valor da

série de câmbio for inferior ao anterior, o primeiro máximo (mínimo) se mantém, e o novo valor obtido se torna o segundo máximo (mínimo), formando o próximo degrau. Como a relação de histerese é função da sequência de máximos e mínimos locais não dominados por valores posteriores, essa construção explora a propriedade de memória seletiva do modelo, um de seus principais diferenciais (CROSS, 1994).

Logo, para um conjunto contínuo de agentes, de acordo com Piscitelli *et al.* (2000), o modelo de agregação de Preisach pode ser escrito como:

$$y_t = \iint_{\alpha \geq \beta} g(\alpha, \beta) R_{\alpha, \beta}(x_t) d\alpha d\beta = \iint_{S_t^+} g(\alpha, \beta) d\alpha d\beta \quad (2)$$

em que $g(\alpha, \beta)$ é a ponderação de cada operador individual $R_{\alpha, \beta}$.

Piscitelli *et al.* (2000) sugerem a representação empírica do modelo, na qual o conjunto S_t^+ é considerado a união dos N trapezoides retangulares Q_k , como apresentado no gráfico 2. Considerando uma distribuição uniforme das firmas sobre a área triangular, ou seja, assumindo-se que a ponderação³ $g(\alpha, \beta)$ é igual a 1 para todos os agentes, o efeito histerético é captado diretamente pela variável H_t , calculada como a soma da área dos trapezoides:

$$H_t = \sum_{k=1}^{n(t)} Q_k(t) \quad (3)$$

Logo, o método de Piscitelli *et al.* (2000) pode ser resumido em três etapas. A primeira etapa é executada somente uma vez ao início do procedimento e consiste na especificação dos valores máximo e mínimo de α e β que determinam os vértices do triângulo retângulo formado pelos subconjuntos S_t^+ e S_t^- . A segunda etapa é a seleção dos valores de câmbio máximos e mínimos não dominados; e a terceira é o cálculo da área S_t^+ . Ambas são realizadas recursivamente de modo que a sequência de máximos e mínimos é atualizada à medida que um novo valor de câmbio é adicionado à série temporal.

Embora a literatura sobre histerese seja extensa, há uma dificuldade prática na definição de testes em nível macroeconômico capazes de detectar o efeito de histerese de modo apropriado, distinguindo-o de outros fatores que geram também

3. Piscitelli *et al.* (2000) demonstram que sua variável de histerese é independente da forma funcional escolhida para a função de ponderação $g(\alpha, \beta)$.

um comportamento dinâmico não linear.⁴ Então, a inclusão da variável de histerese de Piscitelli *et al.* (2000) é uma tentativa de avanço empírico nesse tema.⁵

O teste para a presença de histerese baseia-se no argumento de que dependendo do nível precedente da taxa câmbio, choques cambiais de igual magnitude podem produzir diferentes efeitos sobre as quantidades exportadas ou importadas. Empiricamente, isso constitui um problema de instabilidade nas equações estimadas para exportações e importações, pois, a uma mesma taxa de câmbio podem estar associados diferentes níveis de atividade comercial, ou seja, há uma relação não linear entre as variáveis, que não foi corretamente especificada nos testes até então realizados. Logo, entre as soluções apresentadas, destacam-se aquelas que sugerem a inclusão, nas formas funcionais dos modelos estimados, de uma variável representativa do efeito histerético que funciona como um filtro que capta toda a não linearidade da relação entre o câmbio e a variável y_t . Ou seja, o teste para a presença de histerese é realizado a partir de uma equação base:

$$y_t = w_t' \beta + \delta H_t + u_t \quad (3)$$

em que y_t é a variável dependente (quantidade exportada), H_t é a variável de histerese construída a partir da taxa de câmbio, w_t é um vetor composto por outras variáveis explicativas e u_t é um termo de erro. De modo geral, o teste para a presença de histerese corresponde ao teste de significância estatística do coeficiente δ . A relação histerética é confirmada se o coeficiente da variável for estatisticamente significativo e apresentar o sinal matemático apropriado.

3 METODOLOGIA ECONOMÉTRICA E BASE DE DADOS

As exportações foram avaliadas considerando-se 15 setores industriais selecionados,⁶ que respondem por 88% da média das exportações manufaturadas no período de 1985 a 2005. Em sua análise foram utilizados: os índices de *quantum* (Q) e os preços das exportações (PX) (em dólares), disponibilizados pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex); o índice de produto doméstico (*Prod_Dom*)

4. Os testes, para a presença de custos irreversíveis de entrada e de saída (*sunk costs*) do mercado externo, têm sido conduzidos em nível microeconômico, com base na proposição metodológica de Roberts e Tybout (1997). A partir da concepção microeconômica de histerese apresentada anteriormente, esses autores desenvolveram um modelo de histerese para comércio exterior com horizonte infinito e conduziram testes a partir de modelos de escolha discreta dinâmica.

5. Göcke (1994a, 1994b, 2001) apresenta uma forma alternativa de construção de uma variável de histerese, mas cujo teste também envolve a inclusão dessa variável nos modelos de oferta e demanda de exportações e importações.

6. Os setores são: Abate de animais; Beneficiamento de produtos vegetais; Borracha; Calçados; Celulose, papel e gráfica; Elementos químicos; Madeira e mobiliário; Máquinas e tratores; Material elétrico; Minerais não metálicos; Outros produtos metalúrgicos; Outros produtos alimentares; Peças e outros veículos; Têxtil; Veículos automotores.

produzido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística/Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (IBGE/PIM-PF); o índice de preços domésticos (PD), representado pelo Índice de preços por atacado – oferta global (IPA-OG) produzido pela FGV; e o índice de demanda externa (IDEM), construído pelos autores.⁷ Por fim, os índices de preços internacionais (PINT) foram representados pelos índices de preços de importações dos Estados Unidos, fornecidos pelo Bureau of Labor Statistics (BLS). As equações setoriais tiveram seu período final restrito a 2005 devido à limitação temporal dos índices de preços do BLS na classificação Standard International Trade Classification (SITC).

Além dos setores selecionados, foi realizada a análise para o total de exportações manufaturadas. Nesse caso, a disponibilidade dos dados é distinta do caso setorial: para a equação de oferta de exportações foram utilizados dados trimestrais para o período de 1985 a 2008. Porém, para as equações de demanda, utilizou-se o período de 1990 a 2008 devido à limitação imposta pela disponibilidade do índice agregado de demanda externa, fornecido pela Funcex.

As equações (6) e (7) correspondem às formas tradicionais de especificação da relação entre o câmbio real e as exportações. Com base em formas funcionais irrestritas foram estimadas, para cada um dos setores industriais, equações de oferta e demanda de exportações. Respectivamente:

$$Q_t^s = \alpha_0 + \alpha_1 Prod_{Dom_t} + \alpha_2 PX_t + \alpha_3 PD_t + \varepsilon_t^s \quad (6)$$

com $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 > 0$ e $\alpha_3 < 0$

$$Q_t^d = \beta_0 + \beta_1 IDEM_t + \beta_2 PINT_t + \beta_3 PX_t + \varepsilon_t^d \quad (7)$$

com $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$ e $\beta_3 < 0$

Assim, para verificar a hipótese de histerese, foram estimadas, também, equações em que as variáveis de preço foram substituídas por suas respectivas transformações histeréticas, $H(PX)$, $H(PD)$, $H(PINT)$. Além disso, considerou-se a possibilidade de que as variáveis de preço de uma mesma equação estivessem restritas a um coeficiente comum ($\alpha_2 = -\alpha_3$ ou $\beta_2 = -\beta_3$), representando as medidas de taxa real de câmbio e preços relativos para oferta e demanda de exportações, (PX/PD) e $(PINT/PX)$, respectivamente, bem como suas atinentes transformações histeréticas.

7. O índice de demanda externa foi construído como uma ponderação da produção industrial dos países-destino da exportação, de acordo com seu peso sobre a exportação global do setor, a partir das informações de destino das exportações nacionais constantes nas estatísticas do Sistema ALICE-Web da Secretaria de Comércio Exterior (Secex) e nos arquivos do sistema Commodity Trade Statistics Database - *Personal Computer Trade Analysis System* (COMTRADE – PCTAS) disponibilizados pela Organização das Nações Unidas (ONU).

As importações foram avaliadas trimestralmente, no período de 1996 a 2008, para 28 setores. Foram utilizados os seguintes dados: os índices de *quantum* (Q) e preço das importações (PIMP) (em dólares), fornecidos pela Funcex; o índice de PD , representado pelo IPA-OG; e o índice de produto doméstico (*Prod_Dom*) produzido pelo IBGE.⁸ O período de análise deve-se à mudança na classificação das mercadorias no Brasil ao utilizar a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) a partir de 1996 e em razão das mudanças estruturais presentes na função de demanda por importações brasileiras introduzidas com o processo de abertura comercial.

Foi utilizada uma forma funcional irrestrita – amplamente empregada nos estudos nacionais – dada por:⁹

$$Q_t^{d,M} = \gamma_0 + \gamma_1 Prod_{Dom_t} + \gamma_2 PIMP P_t^*(1+T) + \gamma_3 PD_t + \varepsilon_t^d \quad (8)$$

com $\gamma_1 > 0$, $\gamma_2 < 0$ e $\gamma_3 > 0$

onde o teste para presença histerética substitui $PIMP^*(1 + T)$ e PD por $H(PIMP^*(1 + T))$ e $H(PD)$, T representa a tarifa média de importação¹⁰ e PD é o preço doméstico em dólar. O termo $(1 + T)$ será omitido adiante para simplificação da notação. Considerou-se a possibilidade de restringir os coeficientes das variáveis de preço ($\gamma_2 = -\gamma_3$), compondo a medida da taxa de câmbio real ($PIMP/PD$) e sua transformação histerética.

Visto que as variáveis utilizadas compõem séries não estacionárias, fez-se necessário utilizar um método de estimação que considerasse a possibilidade de que as equações representassem uma relação de cointegração entre as variáveis.¹¹ Assim, as estimações foram realizadas por meio do método de Mínimos Quadrados Plenamente Modificados – do inglês Fully Modified Ordinary Least Square (FM-OLS) – desenvolvido por Phillips e Hansen (1990).¹² A estratégia para seleção dos modelos finais reside na estabilidade da relação de longo prazo, de acordo com os testes desenvolvidos por Hansen (1992), e na verificação da coerência entre a expectativa teórica e os sinais dos coeficientes associados às variáveis explicativas.

8. O preço doméstico em moeda estrangeira foi obtido da relação do preço doméstico em reais com a taxa de câmbio nominal. A taxa de câmbio nominal foi construída a partir da ponderação das taxas de câmbio de 33 países com a moeda nacional. Os pesos adotados representam as participações desses mesmos países nas importações brasileiras para cada setor.

9. A forma funcional restringe a variável PD , pois a equação com os coeficientes irrestritos do preço doméstico em moeda doméstica e da taxa de câmbio nominal não apresentou uma relação de longo prazo. A equação sem nenhuma restrição foi utilizada, por exemplo, nos trabalhos de Castro e Cavalcanti (1997), Azevedo e Portugal (1998) e Moraes e Portugal (2004).

10. Agradecemos os dados de tarifa de importação cedidos por Honório Kume e Pedro Miranda.

11. Foram realizados testes que indicam a existência de uma raiz unitária nas séries temporais utilizadas nessas estimações. Esses testes podem ser solicitados aos autores caso o leitor tenha interesse.

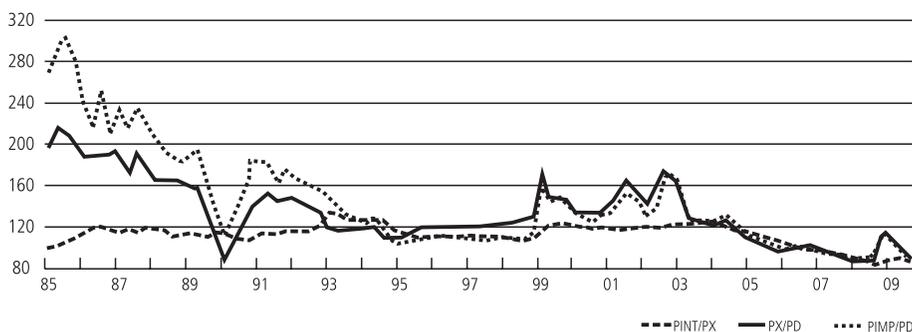
12. No apêndice 1 deste artigo apresenta-se uma síntese do método FM-OLS.

4 SEÇÃO DESCRITIVA

Sem buscar exaurir a análise dos indicadores, é interessante observar separadamente a relação das exportações e importações brasileiras frente às variações de medidas alternativas da taxa de câmbio real para melhor compreender a recente inflexão dos saldos comerciais.¹³ Para isso são apresentadas algumas possíveis medidas de relativo de preços que são de interesse para a especificação das funções de exportação e importação aqui tratadas. Para efeito de análise descritiva, serão apresentados apenas indicadores agregados.

Sob a ótica da demanda por exportações, uma medida adequada é a relação entre preços internacionais e preços de exportação nacionais ($PINT/PX$). Sob a ótica da oferta de exportações, uma medida de interesse é a relação entre preços de exportação nacionais e preços domésticos (PX/PD). Por fim, segundo a ótica da demanda doméstica¹⁴ por importações, uma medida relevante é dada pela razão entre preços de importação nacionais e preços domésticos ($PIMP/PD$). No gráfico 3 são apresentadas tais medidas alternativas de preços relativos e de taxa de câmbio real calculadas em moeda estrangeira (US\$ dólar).

GRÁFICO 3
Medidas alternativas de taxa de câmbio real e preços relativos – 1985 a 2009



Fonte: Elaboração própria.

Inicialmente, é interessante destacar a similaridade entre o comportamento dos preços dos produtos exportados e importados pelo Brasil. A tendência comum partilhada por essas séries é, em parte, indicativa de que, em termos agregados, a

13. É importante alertar o leitor de que quando é mencionado o termo taxa de câmbio real estamos nos referindo à concepção de taxa de câmbio que deriva da concepção de paridade de poder compra. Ou seja, estamos considerando variáveis do tipo $r = eP^*/P$, em que e é a taxa nominal de câmbio, P^* é o índice de preços internacional e P é o índice de preços domésticos. Uma alternativa a essa definição é aquela em que r expressa a relação entre preços comerciáveis e não comerciáveis, não utilizada aqui.

14. No presente trabalho, não há interesse na estimação da equação de oferta de importações, portanto não será apresentada uma medida de taxa de câmbio real relativa a essa função.

economia brasileira tem um baixo poder de determinação de preços no mercado internacional.¹⁵ Como resultado, nota-se a semelhança entre as medidas PX/PD e $PIMP/ID$. Houve, nos períodos de 1990 e 1994, um forte movimento de apreciação da taxa de câmbio real, que se reverte somente em 1999. O movimento de apreciação cambial é retomado a partir de 2002 e se desfaz, transitoriamente, em 2008, com a crise financeira internacional. Assim, sob a ótica da oferta de exportações, tornou-se menos vantajoso, relativamente, ofertar para o resto do mundo; enquanto para os consumidores domésticos tornou-se mais atraente comprar do resto do mundo.

Por outro lado, a medida ($PINT/PX$) indica que, sob a ótica do demandante internacional, houve menor oscilação nos preços relativos durante a maior parte do período, indicando uma relativa estabilidade. Somente em 2004, iniciou-se uma elevação do preço relativo das exportações domésticas, apreciando essa medida de taxa real de câmbio e desestimulando a demanda das exportações domésticas por parte do resto do mundo. Logo, a observação desses indicadores ilustra o fato de que a política cambial praticada nesse período trouxe um efeito muito mais sensível sob a perspectiva interna (oferta de exportações ou demanda de importações) do que sob a perspectiva internacional do comércio exterior.

Para incrementar a análise são estimados o componente cíclico (CY_Export) do *quantum* exportado de produtos manufaturados, extraído pelo filtro de Hodrick-Prescott, e os resíduos das regressões simples do *quantum* exportado contra o índice de demanda internacional (GAP_Dem) e contra o produto industrial brasileiro (GAP_Prod).¹⁶ Inicialmente é interessante observar que o coeficiente de correlação entre GAP_Dem e CY_Export é igual a 0,45, enquanto a correlação entre GAP_Prod e CY_Export é de 0,38. Ou seja, implicitamente se evidencia que o componente de demanda é o principal componente responsável pela tendência das exportações de produtos industriais entre 1990 e 2008.

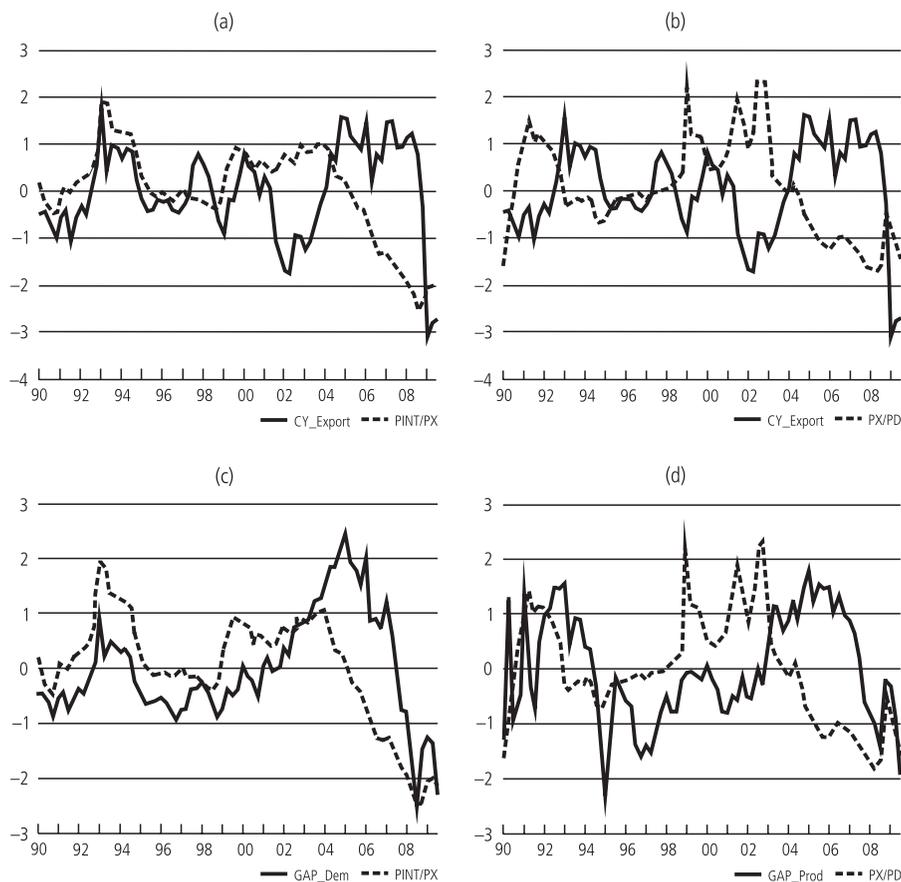
O gráfico 4 apresenta uma comparação desses componentes cíclicos com as medidas de relativos de preços para oferta (PX/ID) e para demanda ($PINT/PX$); e a tabela 1 apresenta os coeficientes de correlação simples entre essas variáveis. Nota-se que CY_Export correlaciona-se mais fortemente com PX/ID do que com $PINT/PX$. No entanto, o coeficiente de correlação mais elevado é de 0,43 entre GAP_Dem e $PINT/PX$. Sendo assim, essa segunda análise permite complementar

15. Essa observação pode ser parcialmente enganosa porque quando se observa com um pouco mais de atenção o comportamento desses índices agregados e dos índices separados por categorias de produtos, percebe-se que os primeiros sofrem uma significativa influência dos preços dos produtos básicos ou semimanufaturados. Estes bens têm menor diferenciação no mercado internacional e são fortemente influenciados pelos movimentos da demanda internacional. Já a maior parte dos produtos manufaturados é transacionada em mercados em que a diferenciação de produtos e variedades é maior, permitindo práticas de precificação baseadas em princípios de concorrência imperfeita.

16. As variáveis GAP_Prod e GAP_Dem foram construídas para o período do 1º trimestre de 1990 até o 3º trimestre de 2009.

as percepções trazidas pelas comparações entre os componentes cíclicos e tendências apresentados anteriormente, sugerindo que as exportações manufaturadas sofrem uma influência determinante da demanda internacional, sendo importante considerar essa relação na interpretação dos resultados das equações estimadas para setores industriais selecionados, apresentados posteriormente.

GRÁFICO 4
Exportações: componentes cíclicos e medidas de preços relativos – 1990-2009



Fonte: Elaboração própria.

Pelo lado das importações, observa-se um comportamento distinto dos índices, como apresentado no gráfico 5. Inicialmente, é interessante notar que os índices de preços e de *quantum* das importações caminham juntos a partir do início dos anos de 2000. Ou seja, o crescimento das importações, em valor, nesse período, ocorreu em razão da elevação tanto dos volumes importados quanto dos preços. Os componentes cíclicos para o *quantum* importado foram calculados a partir da

extração da tendência, utilizando-se o filtro de Hodrick-Prescott (CY_Import) e via resíduo da regressão (GAP_Import) do *quantum* importado contra o índice de produto industrial doméstico, e uma variável *dummy* para o período de 1990 a 1994.

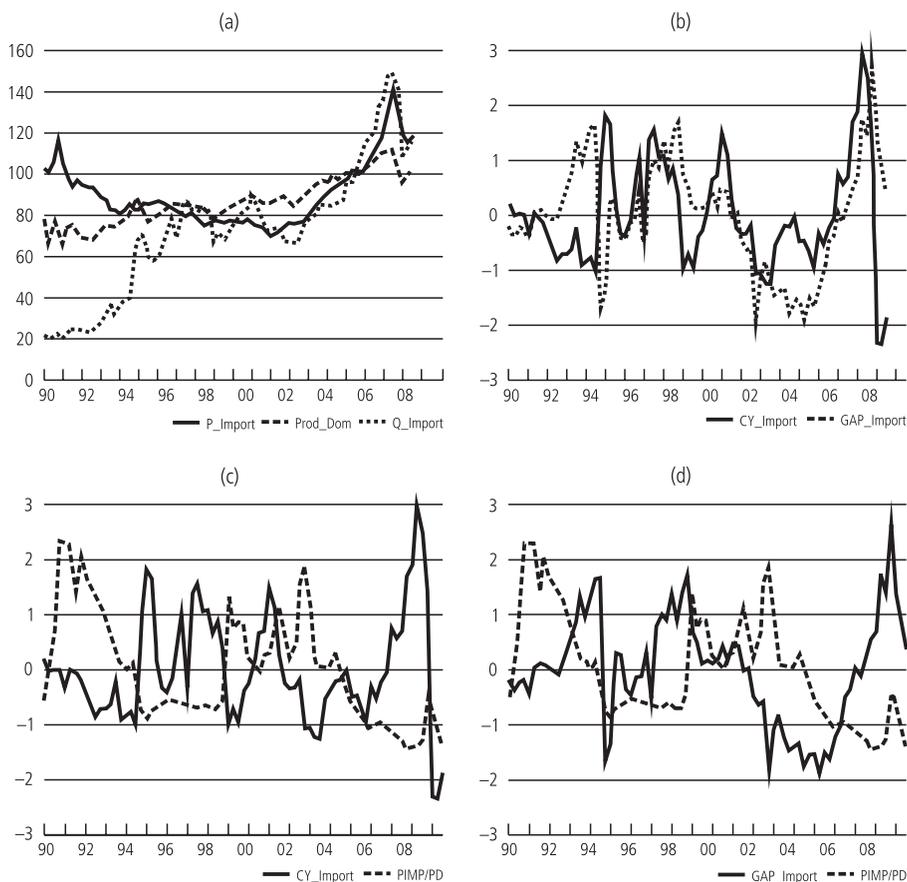
TABELA 1

Matriz de correlação de componentes cíclicos e taxa de câmbio real

	CYEXP	GAP_Prod	GAP_Dem	PX/PD
GAP_Prod	0,38			
GAP_Dem	0,45	0,72		
PX/PD	-0,38	0,01	0,01	
PINT/PX	0,07	0,24	0,43	0,58

Fonte: Elaboração própria.

GRÁFICO 5

Importações: taxa real de câmbio e demanda interna – 1990 a 2008

Fonte: Elaboração própria.

Nota-se ainda, que os componentes cíclicos diferem entre si principalmente no período pré-abertura, quando é feita a intervenção na regressão linear. Em razão dessa diferença, o coeficiente de correlação entre CY_Import e GAP_Import é de apenas 0,28.¹⁷ Entretanto, restringindo o período para 1995 em diante, esse coeficiente de correlação sobe para 0,45. Ou seja, também é notória a existência de uma relação entre o componente de tendência do índice de *quantum* importado e o componente de demanda doméstica (aqui representado pelo produto da indústria de transformação nacional). Já a correlação entre os componentes cíclicos e a medida de taxa real de câmbio, $PIMP/PD$, também é negativa, indicando que movimentos de valorização da taxa de câmbio levam ao aumento dos volumes importados e vice-versa. A correlação entre $PIMP/PD$ e CY_Import é de $-0,32$, enquanto entre $PIMP/PD$ e GAP_Import é igual a $-0,11$. Quando se restringe o período a partir do primeiro trimestre de 1995, este último valor passa a $-0,22$, enquanto aquele não é alterado.

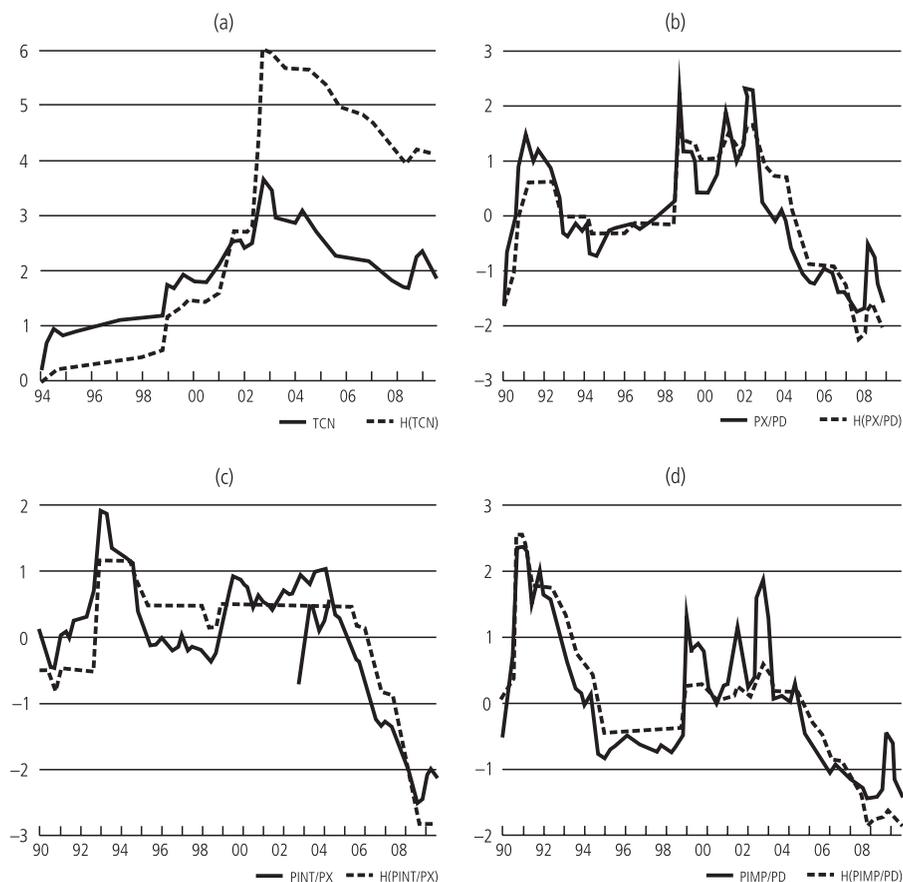
O gráfico 6 permite analisar o comportamento da taxa nominal de câmbio (TCN) e das diversas medidas de taxa real de câmbio, discutidas anteriormente, acompanhadas de suas respectivas transformações histeréticas. Quanto à taxa nominal, a transformação ($H(TCN)$) enfatiza os movimentos de desvalorização cambial em relação aos de valorização. Essa observação é robustecida pelos coeficientes de assimetria de 0,20 para a variação de TCN e 1,37 para a variação de $H(TCN)$. Notoriamente, ganham ênfase os choques do primeiro trimestre de 1999 e do terceiro trimestre de 2002, enquanto a desvalorização cambial do quarto trimestre de 2008 é subestimada pela variável histerética. Essas observações pontuais podem ser resumidas pelos seus respectivos coeficientes de excesso de curtose de 2,23 e 1,37.

Quanto às transformações para as medidas de taxa real de câmbio e preços relativos, percebe-se, em termos gerais, que existe uma redução da variabilidade da variável transformada, refletindo o conceito de que apenas as variações de grande calibre têm relevância na determinação do nível médio da variável. Outra característica da transformação histerética é que, usualmente, os choques nas variáveis originais não são refletidos integralmente na variável transformada. Isso denota a existência de diferentes valores limiares, que ao serem integrados suavizam o efeito dos movimentos da variável original. Essas características podem ser observadas nas diversas medidas de taxa real de câmbio apresentadas aqui.

17. A maior variabilidade de GAP_Import no início da amostra se deve ao fato de a variável *dummy* não captar adequadamente o aumento progressivo das importações após 1993, o que faz com que o ajuste do modelo nesse subperíodo não seja adequado. Assim sendo, no caso das importações entende-se aqui como mais adequada para a representação do componente cíclico a variável CY_Import .

GRÁFICO 6

Medidas de histerese da taxa de câmbio e dos preços relativos



Fonte: Elaboração própria.

5 RESULTADOS

5.1 Exportações

A tabela 2 apresenta dois conjuntos de resultados para as equações de oferta e de demanda, segundo as especificações (6) e (7). São apresentados os resultados para o agregado das exportações manufaturadas e para os setores industriais individualmente. Os resultados, no agregado, indicaram que as equações de oferta estimadas não apresentam estabilidade; ademais, todas as variáveis de preço apresentaram sinal contrário ao esperado. Ou seja, no agregado se evidencia, segundo a especificação adotada, a inexistência de relação de longo prazo para a oferta de exportações de produtos manufaturados. A equação de demanda agregada de

produtos manufaturados apresentou sinais inconsistentes na forma irrestrita, mas sinais consistentes na forma restrita. Os resultados indicam uma elasticidade-renda da demanda igual a 0,85 e uma elasticidade-preço relativa da demanda igual a 1, significativo estatisticamente em um nível de significância de 5%, para a especificação sem histerese. Na forma restrita com a variável de preços relativos histerética a elasticidade-renda da demanda praticamente não se altera (0,83). O valor do coeficiente da elasticidade-preço relativo se eleva para 2,1, mas não se mostra estatisticamente significativo, nem em um nível de significância de 10%. Assim, em termos agregados, verificou-se que a hipótese de histerese não se sustenta para as exportações manufaturadas.

Quanto aos resultados setoriais, apenas dois setores, Calçados e Veículos, apresentaram resultados consistentes para as variáveis de preços nas equações de oferta, e isso ocorre apenas para a forma irrestrita em que são incluídas as variáveis de histerese. De modo estrito, somente a equação para o setor de Veículos apresenta resultados teoricamente consistentes, além de se apresentar estável. As elasticidade-preço cruzada da oferta é de $-1,4$, indicando um *trade-off* entre mercado externo e interno do setor. O coeficiente para elasticidade-preço das exportações estimado é igual a 2,7, porém não significativo estatisticamente.

Dos 15 setores considerados, 11 apresentaram estimações para a equação de demanda estáveis e teoricamente consistentes em, pelo menos, uma das especificações da equação de demanda. Esses setores respondem por 61,8% da média das exportações de manufaturadas do período. Destaca-se novamente que, de modo geral, as relações de demanda apresentaram resultados mais consistentes que as relações de oferta, visto que tanto a demanda internacional quanto as variáveis de preços são estaticamente significativas para o modelo. O índice de demanda externa se mostrou significativo em quase todos os casos; a exceção ocorre na equação sem histerese para o setor Têxtil; além disso, na equação com histerese para o setor de Outros produtos metalúrgicos, a demanda externa só é estatisticamente significativa ao nível de 10%. Quanto aos coeficientes da variável renda externa, nota-se que os valores são distintos entre os setores, variando de 0,48 a 4,65, sendo que para os setores intensivos em trabalho e para o setor de Beneficiamento de produtos vegetais, o valor dos coeficientes é menor que para os demais.

Para os setores de Elementos químicos, Veículos automotores e Calçados, foram selecionadas especificações de equação de demanda que restringem as variáveis de preço a um mesmo coeficiente. Ou seja, a relação mais significativa para esses setores dá-se entre o *quantum* exportado e o preço relativo, enquanto, isoladamente, os preços internacionais e domésticos não são relevantes na explicação dos volumes exportados desses setores.

TABELA 2
Equações de oferta e demanda de exportações – método FM-OLS

Oferta	Sem histerese – forma restrita				Com histerese – forma restrita					
	c	Prod_Dom	PX/IPD	PX	PD	c	Prod_Dom	H(PX/IPD)	H(PX)	H(PD)
Total de exportações*	-11,62 (-5,3)	3,52 (7,26)	-0,47 (-1,59)	-	-	-12,42 (-6,51)	3,70 (8,79)	-0,74 (-1,51)	-	-
Oferta	Sem histerese - forma irrestrita				Com histerese - forma irrestrita					
Setor	c	Prod_Dom	PX/IPD	PX	PD	c	Prod_Dom	H(PX/IPD)	H(PX)	H(PD)
Total de exportações*	-8,77 (-3,11)	4,04 (8,25)	-	-2,07 (-2,33)	0,93 (2,48)	-15,24 (-7,3)	4,28 (8,93)	-	-7,00 (-2,67)	1,37 (2,61)
Calçados	8,96 (4,53)	-0,74 (-3,79)	-	-0,12 (-0,34)	-0,10 (-0,74)	7,14 (7)	-0,53 (-2,4)	-	1,77 (0,91)	-0,33 (-2,48)
Veículos automotores	3,16 (1,10)	1,34 (3,32)	-	-0,12 (-0,12)	-0,77 (-1,69)	1,94 (1,32)	0,78 (2,10)	-	2,69 (1,67)	-1,38 (-4,27)
Demanda	Sem histerese - forma restrita				Com histerese - forma restrita					
Setor	c	IDEM	(PINT/PX)	PINT	PX	c	IDEM	H(PINT/PX)	H(PINT)	H(PX)
Total de exportações**	0,55 (1,81)	0,85 (12,04)	1,06 (2,99)	-	-	0,56 (1,45)	0,83 (10,52)	2,06 (1,4)	-	-
Calçados	-3,70 (-1,92)	1,13 (7,33)	0,67 (1,74)	-	-	-0,43 (-0,64)	1,08 (7,17)	4,00 (1,91)	-	-
Elementos químicos	-20,97 (-4,92)	1,93 (3,63)	3,72 (3,52)	-	-	-2,84 (-2,7)	1,58 (6,61)	17,06 (8,23)	-	-
Veículos automotores	-22,09 (-4,07)	1,39 (3,47)	4,52 (4,29)	-	-	-3,49 (-1,65)	1,76 (3,94)	25,71 (3,75)	-	-

(continua)

(continuação)	Sem histerese – forma irrestrita				Com histerese – forma irrestrita					
	c	IDEM	(PINT/PX)	PINT	PX	c	IDEM	H(PINT/PX)	H(PINT)	H(PX)
Demanda										
Total de exportações**	7,49 (1,71)	0,85 (12,95)	-	-0,79 (-0,63)	-0,72 (-1,75)	0,78 (4,71)	1,08 (18,51)	-	-14,36 (-5,24)	-1,08 (-2,09)
Abate	-4,65 (-1,3)	3,70 (6,50)	-	0,26 (0,32)	-1,94 (-4,66)	-15,19 (-7,69)	4,65 (10,28)	-	-3,25 (-1,39)	-4,47 (-7,42)
Beneficiamento	-0,83 (-0,62)	0,48 (2,05)	-	1,17 (3,43)	-0,43 (-2,38)	2,03 (2,31)	0,51 (2,59)	-	3,14 (4,35)	-0,22 (-0,6)
Borracha	2,87 (0,96)	2,11 (13,67)	-	-0,15 (-0,16)	-1,57 (-3,57)	-5,06 (-5,38)	2,21 (9,58)	-	1,89 (0,20)	-9,42 (-5,63)
Madeira e mobiliário	-8,53 (-5,93)	2,30 (5,34)	-	2,26 (4,34)	-1,73 (-3,85)	-4,65 (-2,47)	1,94 (4,50)	-	5,46 (6,10)	-4,04 (-3,79)
Máquinas e tratores	2,74 (1,11)	2,23 (3,95)	-	0,72 (0,62)	-2,56 (-2,84)	-9,27 (-2,54)	3,25 (3,55)	-	3,02 (0,80)	-13,58 (-3,28)
Material elétrico	-1,66 (-0,95)	1,81 (7,61)	-	1,54 (2,19)	-1,98 (-4,65)	-4,48 (-5,18)	1,99 (9,28)	-	10,18 (7,06)	-12,22 (-11,83)
Outros produtos meta-lúrgicos	0,14 (0,06)	1,67 (4,20)	-	1,00 (1,18)	-1,69 (-2,86)	-1,15 (-0,41)	1,29 (1,88)	-	2,84 (0,57)	-2,20 (-1,07)
Têxtil	3,13 (1,21)	0,50 (0,82)	-	1,32 (1,11)	-1,49 (-3,14)	-0,80 (-0,34)	1,30 (2,32)	-	-1,02 (-0,26)	-6,73 (-5,46)

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Entre parênteses, a estatística t calculada.

* Equações de oferta são todas instáveis, independentemente da especificação.

** Somente as equações de demanda tradicional/irrestrita e histerese/restrita são estáveis.

Para os oito demais setores, avaliando-se a estabilidade das equações, optou-se pela especificação que não utiliza a restrição sobre as variáveis de preço, permitindo-se elasticidades distintas para o preço internacional e o preço doméstico de exportação. No entanto, a variável de preço internacional não foi estatisticamente significativa para os setores de Abate, Borracha, Máquinas e tratores, Outros produtos metalúrgicos e têxteis. Esse resultado se repete quando é analisada a significância da transformação histerética dessa variável ($H(PINT)$). Isso indica que a demanda desses setores pode ser mais bem explicada por variações nos preços de exportações brasileiras e pelos respectivos componentes de demanda internacional, com exceção do setor Têxtil, conforme mencionado anteriormente.

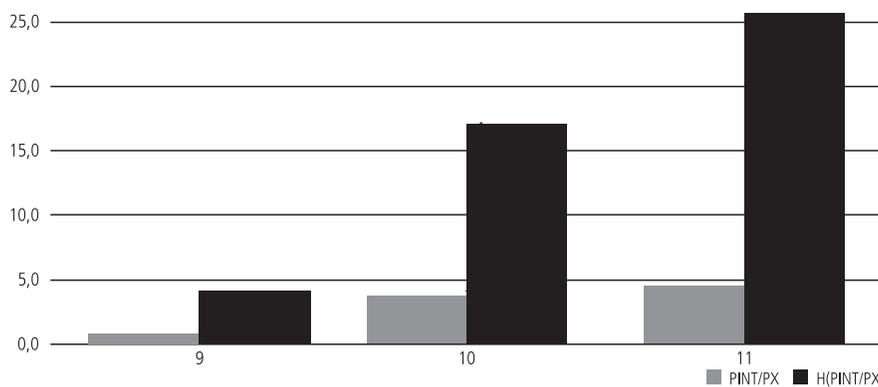
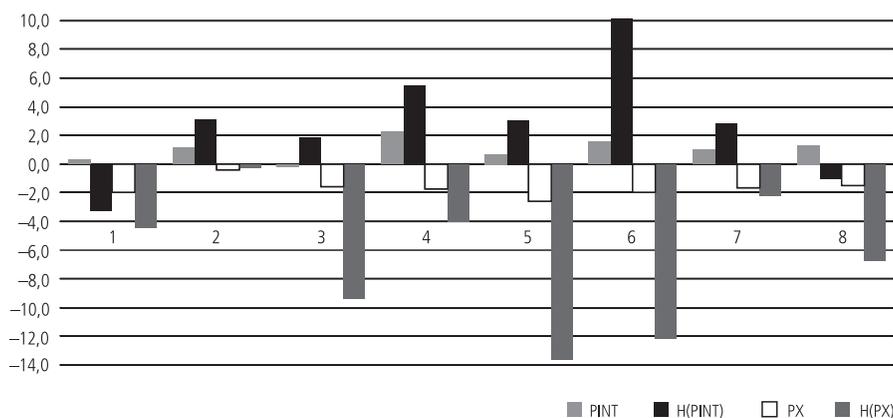
Para dez setores da tabela 2, nas equações de demanda estimadas, ao menos uma transformação histerética das variáveis de preço ou preço relativo foi estatisticamente significativa ao menos em um nível de significância de 5%. O único setor que não apresentou coeficientes significantes foi o de Outros produtos metalúrgicos. De modo geral, como ilustra o gráfico 7, os valores absolutos dos coeficientes associados às transformações histeréticas das variáveis são superiores aos coeficientes estimados para as variáveis originais.

Para os oito setores em que as equações foram estimadas de modo irrestrito, os coeficientes associados à $PINT$, apresentaram valor médio igual a 1,01, enquanto para sua respectiva transformação histerética, a média foi de 2,78, desconsiderando a significância estatística dos coeficientes. No caso dos coeficientes associados à PX , o valor médio estimado foi igual a -1,67, saltando para -6,61 quando associados à transformação histerética dessa variável. Contribuíram fortemente para a elevação dessa média os coeficientes estimados para os setores de Borracha (-9,42), Máquinas e tratores (-13,58) e Material elétrico (-12,22). Sendo assim, as maiores diferenças de valores são encontradas nos setores intensivos em escala ou em engenharia e tecnologia (Veículos, Máquinas e tratores e Material elétrico) e no setor de Elementos químicos. Visto que as variáveis de histerese são estaticamente significativas, essa diferença entre coeficientes pode ser interpretada como evidência de que a relação entre as exportações e os preços é subestimada nas especificações tradicionais; ou seja, há evidências de uma relação defasada e possivelmente assimétrica entre câmbio real e exportações nesses setores, a qual não é corretamente representada quando não se considera a hipótese de histerese.

A tabela B.1, constante no apêndice B do artigo, apresenta informações estatísticas sobre os resíduos das estimações. Nota-se que os resíduos possuem um padrão de variabilidade muito semelhante (com a média dos desvios-padrão iguais a 0,24 e 0,22 para as equações com e sem a variável de histerese, respectivamente) e alta correlação (coeficiente médio igual a 0,85) entre os resíduos da regressão sem e com a variável de histerese. Ou seja, o que essa comparação permite concluir

é que a medida transformada de variável de taxa de câmbio tem seu coeficiente ajustado para cima, compensando sua menor variabilidade, sem, contudo, deixar de valer a relação de longo prazo. A interpretação econômica para esse fato é que, sob a hipótese de histerese, a reação dos setores exportadores é mais intensa, porém apenas em momentos de variações cambiais capazes de alterar substancialmente suas decisões de exportar.

GRÁFICO 7
Demanda de exportações: comparação dos coeficientes de preços



- 1. Abate de animais
- 2. Beneficiamento de produtos vegetais
- 3. Borracha
- 4. Madeira
- 5. Máquinas e tratores
- 6. Material elétrico
- 7. Outros produtos metalúrgicos
- 8. Têxtil
- 9. Calçados
- 10. Elementos químicos
- 11. Veículos automotores

Fonte: Elaboração própria.

Adicionalmente a estabilidade e consistência das relações de longo prazo obtidas anteriormente, a evidência para a hipótese de cointegração entre as séries

pode ser fornecida por meio da estimação de modelos de correção de erro (MCEs).¹⁸ Esses modelos foram estimados com o auxílio do algoritmo do Pc-Gets, o que permitiu a seleção automática da defasagem do termo de correção de erro (TCE). Esses coeficientes de ajustamento e sua respectiva defasagem no MCE são reportados na tabela B.1 no apêndice. Os resultados demonstram que, na maioria dos setores considerados, para os TCEs associados a MCEs com variáveis de histerese foram selecionadas ordens de defasagem superiores aos TCEs presentes nos MCEs sem as variáveis de histerese. Ou seja, a resposta de curto prazo do volume exportado é, na maior parte dos casos, mais defasada quando se considera a hipótese de histerese, ainda que os coeficientes associados aos TCEs não difiram sensivelmente em seus valores.

5.2 Importações

Na tabela 3 são apresentados os resultados das equações de demanda de importação de produtos manufaturados para o agregado e para 23 setores industriais. A estimação da equação para o agregado das importações apresenta-se estável em sua forma restrita. A introdução da variável histerética da taxa de câmbio real alterou as estimativas, mantendo a estabilidade da equação. A elasticidade-renda da demanda estimada foi igual a 1,21 na equação sem variável histerética e igual a 1,70 na estimação com a taxa de câmbio transformada. O coeficiente da taxa de câmbio real foi estatisticamente significativo e igual a $-0,56$, enquanto o coeficiente associado à transformação histerética da taxa de câmbio real foi igual a $-1,08$, demonstrando, no agregado, a elasticidade das importações à taxa real de câmbio.

As estimativas das equações de demanda para os setores industriais apresentaram resultados estáveis e consistentes com a teoria para 15, dos 28 setores selecionados, que correspondem a 48,5% das importações no período. Dentre esses 15 setores, nas especificações sem a variável de histerese, a média dos coeficientes representativos da elasticidade-renda das importações foi de 1,04, enquanto a média dos coeficientes do preço de importações foi $-1,04$ e do coeficiente de preço doméstico foi igual a 0,97. Esses resultados diferem dos resultados agregados em razão de terem sido excluídas da apresentação algumas estimações com coeficientes inconsistentes em relação à teoria.

18. O MCE é representado por:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i \Delta x_{t-i} + \alpha (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_t$$

O parâmetro α (alpha) é o termo de velocidade de ajustamento de correção dos erros; espera-se que α seja não nulo, caso contrário, não haveria evidências de uma relação de longo prazo. Além disso, espera-se que α seja significativamente negativo sob a suposição de que as variáveis retornem a um equilíbrio de longo prazo.

TABELA 3
Equações de demanda por importações: método FM-OLS

Setor	Tradicional				Com histerese					
	c	Prod_Dom	PIMP/PD	PIMP	PD	C	Prod_Dom	H(PIMP/PD)	H(PIMP)	H(PD)
Total de importações	1,67 (1,15)	1,21 (5,76)	-0,56 (-4,00)	-	-	-3,12 (-3,67)	1,70 (8,95)	-1,08 (-4,00)	-	-
Borracha	4,58 (1,40)	0,54 (0,68)	-	-0,51 (-1,63)	1,12 (6,50)	-4,86 (-1,68)	2,10 (3,35)	-2,82 (-7,83)	-	-
Elementos químicos	5,65 (2,22)	-0,12 (-0,24)	-	-0,08 (-0,40)	0,85 (8,86)	0,94 (0,61)	0,74 (2,20)	-	-3,15 (-4,73)	1,21 (12,21)
Artigos de vestuário	42,13 (5,74)	-6,41 (-5,07)	-1,58 (-3,87)	-	-	40,77 (4,76)	-7,53 (-4,28)	-1,81 (-3,10)	-	-
Extrativa mineral	5,20 (7,98)	0,05 (0,40)	-	-0,18 (-2,55)	0,55 (5,00)	2,57 (5,71)	0,45 (4,50)	-0,11 (-0,64)	-	-
Farmacêutica e perfumaria	-5,46 (-3,14)	2,21 (8,85)	-0,01 (-0,04)	-	-	-5,65 (-4,48)	2,25 (7,77)	-	-1,57 (-1,16)	0,39 (0,68)
Equipamentos eletrônicos	32,40 (2,97)	0,66 (0,88)	-	-6,50 (-3,45)	1,29 (1,62)	-	-	-	-	-
Minerais não metálicos	-2,84 (-0,70)	2,34 (2,86)	-	-0,70 (-2,37)	0,74 (2,82)	-5,47 (-1,05)	2,14 (1,86)	-	-2,27 (-2,19)	0,8 (1,69)
Siderurgia	5,14 (1,90)	0,90 (1,65)	-	-0,98 (-3,90)	1,28 (5,02)	-	-	-	-	-
Outros produtos metalúrgicos	0,08 (0,01)	1,86 (1,84)	-0,84 (-4,71)	-	-	-4,67 (-1,20)	2,09 (2,51)	-1,44 (-5,95)	-	-
Veículos automotores	-6,28 (-1,27)	-0,53 (-2,03)	-	2,78 (2,79)	0,92 (2,00)	2,11 (2,87)	0,68 (4,14)	-6,76 (-11,71)	-	-

(continua)

Setor	Tradicional				Com histerese					
	c	Prod_Dom	PIMP/PD	PIMP	PD	C	Prod_Dom	H(PIMP/PD)	H(PIMP)	H(PD)
Peças e outros veículos	0,63 (0,29)	0,42 (7,79)	-	0,45 (0,96)	0,68 (4,92)	2,48 (13,09)	0,36 (7,98)	-	1,50 (0,51)	0,96 (4,97)
Madeira e mobiliário	12,13 (4,13)	-0,53 (-0,89)	-1,07 (-5,90)	-	-	-	-	-	-	-
Químicos diversos	14,26 (2,58)	-0,84 (-0,84)	-	-1,20 (-3,38)	1,79 (4,92)	-1,03 (-0,23)	1,28 (1,31)	-6,05 (-5,31)	-	-
Plástica	-0,90 (-0,31)	1,70 (2,93)	-	-0,48 (-1,86)	0,79 (6,77)	-0,82 (-0,45)	1,12 (2,77)	-	-3,1 (-4,55)	1,26 (10,33)
Têxtil	-24,11 (-2,42)	6,83 (3,55)	-0,56 (-1,06)	-	-	-23,32 (-2,66)	6,08 (3,20)	-1,26 (-0,97)	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Entre parênteses, a estatística-t calculada.

Ainda desconsiderando a hipótese de histerese, tanto para o agregado quanto para esses 15 setores, a evidência mostra que as importações são elásticas à renda. No entanto, como para alguns setores as equações de melhor adequação estatística são aquelas com forma funcional irrestrita, não há como verificar uma correspondência à evidência de inelasticidade ao câmbio real que ocorre no resultado agregado.

A hipótese de histerese foi aceita para dez setores industriais, que representam uma participação média de 28,5% das importações no período. Os setores são os de Borracha, Elementos químicos, Minerais não Metálicos, Outros produtos metalúrgicos, Veículos automotores, Peças e outros veículos, Químicos diversos, Plásticos e Artigos de vestuário. De modo geral, os setores que aceitaram a hipótese de histerese são setores intensivos em escala ou em tecnologia e engenharia. Rejeitaram essa hipótese os setores de Extração mineral, Farmacêutica e perfumaria, Equipamentos eletrônicos, Siderurgia, Madeira e mobiliário e Têxtil.

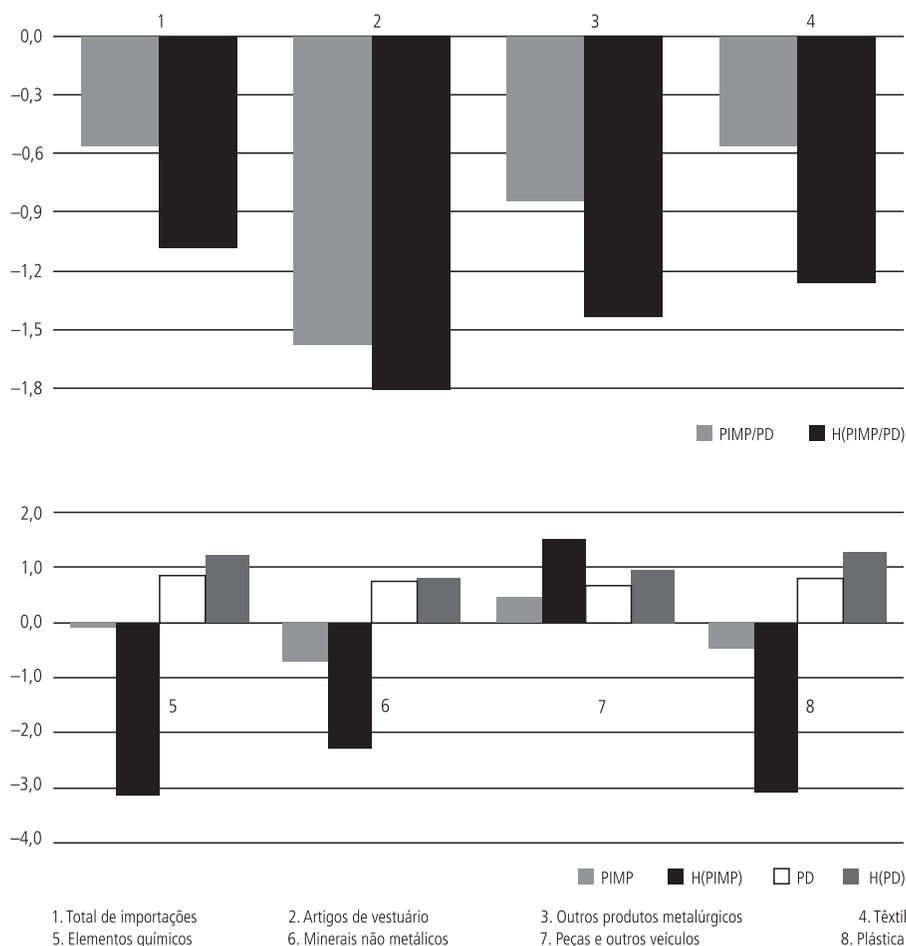
Especificamente, nos casos dos setores de Elementos químicos, Veículos automotores e Químicos diversos, as especificações com as variáveis de histerese demonstraram-se superiores em razão dos sinais dos coeficientes associados às variáveis explicativas serem consistentes com a teoria. Para os setores de Equipamentos eletrônicos, Siderurgia e Madeira e mobiliário ocorreu o inverso, visto que as equações com variáveis de histerese não atenderam ao critério de estabilidade $e/$ ou não apresentaram coeficientes teoricamente consistentes.

A média dos coeficientes foi de $-3,78$ para a variável histerética de taxa real de câmbio, $-2,84$ para a transformação da variável de preço de importações, e $1,06$ para a variável de histerese de preços domésticos em dólar. Ou seja, em comparação às estimações sem variáveis de histerese, os resultados indicam, de modo similar ao resultado agregado, que a hipótese de histerese implica uma elevação da elasticidade-preço do produto importado, não alterando, na média, o resultado da elasticidade-preço doméstico. Entretanto, conforme pode ser visto no gráfico 8, quando analisados individualmente, os resultados setoriais indicam que tende a ocorrer um aumento dessas elasticidades. As maiores diferenças foram verificadas nos setores de Elementos químicos (H(PIMP)), Minerais não metálicos (H(PIMP)), Veículos automotores (H(PIMP/PD)) e Plásticos (H(PIMP)).

A tabela B.2 (apêndice B) apresenta informações estatísticas sobre os resíduos obtidos a partir das estimações das formas funcionais com e sem a variável de histerese. Da mesma forma que ocorreu para as equações de exportações, é possível observar um padrão similar, tanto na média, como na variabilidade dos resíduos das formas funcionais com e sem as variáveis de histerese, além da alta correlação entre os resíduos com e sem a variável de histerese com média (0,88). Com relação à estimação dos MCEs, por meio do algoritmo do Pc-Gets, cujos coeficientes de ajustamento e sua respectiva defasagem no MCE são reportadas também na

tabela B.2, não se observa, como no caso das exportações, um aumento da defasagem dos TCEs estimados. Ou seja, a resposta de curto prazo do volume importado tende ser a mesma considerando-se, ou não, a hipótese de histerese.

GRÁFICO 8

Demanda de importações: comparação dos coeficientes de preços

Fonte: Elaboração própria.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse trabalho procura suprir uma lacuna na literatura empírica sobre a hipótese de histerese, em nível macro, no comércio exterior. Essa literatura ganhou novo interesse após sua integração a evidências e testes da hipótese de autosseleção (em

contraposição à hipótese de aprendizado) e seus desdobramentos sobre a evolução da produtividade das empresas exportadoras.

Entretanto, no que concerne à hipótese de macro-histerese, tanto em termos nacionais como internacionais, as evidências são escassas. Isto ocorre, principalmente, em razão da dificuldade para distinguir o comportamento histerético de outros comportamentos com características similares. Dentre estes, estão os comportamentos dinâmicos não lineares descritos por modelos do tipo SETAR ou TAR, capazes de capturar respostas assimétricas típicas de choques de um processo com histerese. Hallett e Piscitelli (2002) lembram que um processo com histerese é um processo com memória dos choques, sendo essa memória não linear, seletiva e com remanescência. Nesse caso, seria importante que os testes empíricos captassem as propriedades de seletividade e remanescência. É nesse sentido que é proposto neste artigo um teste para a hipótese de histerese a partir de um modelo de macro-histerese de Preisach.

Os testes são conduzidos para especificações de oferta e demanda de exportações de produtos manufaturados e equações de demanda de importações brasileiras. Em razão da disponibilidade dos dados e de eventos relevantes na economia brasileira (abertura comercial e inflação) as estimações para as equações de exportações envolvem 15 setores industriais no período de 1985 a 2005. Para o agregado de produtos manufaturados esse período pode ser estendido de 1990 a 2008. Por outro lado, para as importações foram selecionados 26 setores industriais e o agregado das importações nacionais no período de 1996 a 2008.

Com relação às exportações, o indicador de preço relativo mais relevante para explicar a evolução dos volumes exportados é a relação entre preços internacionais e preços de exportação domésticos. Os resultados indicam que a avaliação da política cambial com base apenas em indicadores de taxa de câmbio real que reflitam o comportamento da oferta de exportações são inapropriados. As evidências empíricas demonstram que as exportações de produtos manufaturados brasileiros são determinadas fortemente pela demanda internacional. Nesse sentido, a avaliação da política cambial deve ser complementada pela análise de capacidade de formação de preços por parte dos exportadores nacionais no mercado internacional e da medida em que a evolução da demanda internacional é indutora de novos investimentos nas firmas exportadoras.

Esse argumento se justifica também em razão de ter sido observado que grande parte do valor exportado é realizada por grandes empresas industriais. Portanto, o ajuste de seus volumes exportados não impacta a decisão de entrar ou sair do mercado externo, mas sim de ajustar seu coeficiente de exportações ao *trade-off* entre mercado externo e interno. Nesse sentido, o incentivo cambial se desloca para a possibilidade de entrada em novos mercados e seus impactos sobre a estrutura do

mercado externo. É com base nessa linha de raciocínio que devem ser analisados os resultados para as exportações apresentados nesse trabalho.

Os resultados aqui apresentados também demonstram que não é possível aceitar a hipótese de histerese para o agregado de produtos manufaturados das exportações brasileiras. Entretanto, quando se analisa, individualmente, setores em que existe maior possibilidade de diferenciação de produto e precificação em mercados externos distintos, o resultado é diferente. Foi possível demonstrar que em dez setores industriais, ao menos uma das transformações histeréticas das variáveis de preço ou taxa real de câmbio foi estatisticamente significativa ao menos em um nível de significância de 5%. Esses setores são, em maior parte, intensivos em tecnologia e engenharia, ou intensivos em escala. Como resultado geral, percebeu-se uma elevação dos coeficientes estimados para as elasticidades-preço ou elasticidade-câmbio real das exportações.

Para as importações observou-se que a ótica de demanda possui um bom poder explicativo para o comportamento agregado das importações nacionais. Observou-se nas estimações em séries temporais que as importações são elásticas à renda e inelásticas ao câmbio real. Ou seja, em um período de apreciação de câmbio real, com expansão da demanda interna, o resultado esperado é um agravamento nas contas externas em razão do impacto negativo das importações na balança comercial, mas que não deve ser superestimado em razão da inelasticidade à taxa de câmbio real. Entretanto, quando as elasticidades-preço ou elasticidades-câmbio reais são estimadas considerando a hipótese de histerese, os resultados setoriais demonstram uma maior sensibilidade das importações às variações relativas entre os preços de importações ou domésticos em moeda estrangeira.

Também no caso das importações, de modo geral, os setores que aceitaram a hipótese de histerese são, em sua maior parte, setores intensivos em escala ou em tecnologia e engenharia, sendo inclusive, em muitos casos, os mesmos setores que apresentam macro-histerese em exportações (Veículos, Máquinas e tratores, Elementos químicos, Outros produtos metalúrgicos).

Os resultados favoráveis à hipótese de histerese para as importações evidenciam a possibilidade de irreversibilidade na entrada de produtos importados no mercado nacional, o que implicaria a possibilidade de reestruturação dos mercados em direção aos produtos de origem estrangeira. Esse argumento não tem o objetivo de alertar contra o aumento das trocas internacionais do Brasil. O alerta é que, segundo os resultados aqui reportados, a política cambial tem um poder assimétrico sobre o direcionamento: ela influi mais decisivamente no comportamento das importações do que, propriamente, na evolução das exportações. Isso se dá na medida em que essa última variável é também fortemente dependente da evolução da demanda internacional e a política cambial tem poder restrito a esse respeito.

ABSTRACT

This article investigates the hypothesis of hysteresis for the Brazilian manufactured exports between 1985 and 2005, and for imports between 1996 and 2008. Hysteresis is understood as the occurrence of permanent effects on the quantities and prices of products imported or exported due to temporary shocks in the exchange rate, changing thus the structure of trade. In order to investigate that it was used an empirical measure of strong hysteresis (macroeconomic) developed by Piscitelli et al. (2000) and tested its significance in sectoral equations of supply and demand for exports and in demand equations for imports. The results show that Brazilian manufactured exports are strongly determined by international demand. They also show that to explain the exports performance, the most relevant empirical measure of relative prices was the ratio between international prices and national export prices. With respect to the hysteresis hypothesis, it was rejected for the aggregate of manufactured exports, but accepted in some industrial sectors. For imports, this hypothesis was accepted for aggregate manufactured imports and for ten industrial sectors.

Key words: Hysteresis; International Trade; Time Series Econometrics.

REFERÊNCIAS

- AZEVEDO, A. F. Z.; PORTUGAL, M. S. Abertura comercial brasileira e instabilidade da demanda de importações. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 8, n. 1, p. 37-63, 1998.
- BALDWIN, R. **Hysteresis in trade**. *MIT mimeo*. Preparado para 1986 NBER Summer Institute, Apr. 1986.
- _____. *Hysteresis* in import prices: the beachhead effect. **American Economic Review**, Nashville, v. 78, n. 4, p. 773-785, Sept. 1988.
- _____.; KRUGMAN, P. R. The persistence of the U.S. trade deficit. **Brooking Papers on Economic Activity**, Baltimore, v. 1987, n. 1, p. 1-55, 1987.
- _____. Persistent trade effects of large exchange rate shocks. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 104, n. 4, p. 635-654, 1989.
- CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95**. Rio de Janeiro: Ipea, 1997 (Texto para Discussão, n. 469)
- CROSS, R. The macroeconomic consequences of discontinuous adjustment: selective memory of non-dominated extrema. **Scottish Journal of Political Economy**, Oxford/Malden, v. 41, p. 212-221, 1994.
- DIXIT, A. K. *Hysteresis*, import penetration, and exchange rate pass-through. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 104, n. 2, p. 205-228, May 1989.
- EWING, J. A. Experimental research in magnetism. **Philosophical Transactions of the Royal Society of London**, v. 176, n. 2, p. 131-159, 1895.
- GÖCKE, M. An approximation of the *hysteresis* loop by linear partial functions – econometric modeling and estimation. **Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik**, v. 213, p. 572-596, 1994a.
- _____. Micro- and macro-*hysteresis* in trade. **Aussenwirtschaft – Schweizerische Zeitschrift für internationale Wirtschaftsbeziehungen**, v. 49, p. 555-578, 1994b.

_____. A macroeconomic model with *hysteresis* in foreign trade. **Metroeconomica**, Oxford/Malden, v. 52, n. 4, p. 449-473, 2001.

_____. Various concepts of hysteresis applied in economics. **Journal of Economic Surveys**, Oxford/Malden, v. 16, n. 2, p. 167-188, 2002.

HALLETT, A. J. H.; PISCITELLI, L. Testing for *hysteresis* against nonlinear alternatives. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v. 27, p. 303-327, 2002.

HANSEN, B. E. Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 321-35, July 1992.

KANNEBLEY JÚNIOR, S. Tests for the *hysteresis* hypothesis in Brazilian industrialized exports: a threshold cointegration analysis. **Economic Modelling**, v. 25, p. 171-190, 2008.

KRUGMAN, P. R. **Exchange rate-instability**. Cambridge: The MIT Press, 1989 (The Lionel Robbins Lectures).

MARKWALD, R.; PUGA, F. P. Focando a política de promoção às exportações. In: PINHEIRO, A. C.; MARKWALD, R.; PEREIRA, L.V. (Org.). **O desafio das exportações**. Rio de Janeiro: BNDES, 2002. p. 97-154.

MAYERGOYZ, I. D. Mathematical models of *hysteresis*. **Physical Review Letters**, College Park, v. 15, p. 1.518-1.521, 1986.

MORAIS, I. A. C.; PORTUGAL, M. S. Structural change in the Brazilian demand for imports: a regime switching approach. In: **2004 Latin American Meeting of the Econometric Society**, 2004, Santiago. Evanston, IL, USA: Econometric Society, 2004. CD-ROM.

PHILLIPS, P. C. B.; HANSEN, B. E. Statistical inference in instrumental regression analysis with I(1) processes. **Review of Economic Studies**, v. 57, p. 99-125, 1990.

PISCITELLI, L. *et al.* A test for strong *hysteresis*. **Computational Economics**, Heidelberg, v. 15, p. 59-78, 2000.

ROBERTS, M. J.; TYBOUT, J. R. The decision to export in Colombia: an empirical model to entry with sunk costs. **American Economic Review**, Nashville, v. 87, n. 4, p. 545-564, 1997.

(Originais submetidos em maio de 2010. Última versão recebida em abril de 2011. Aprovada em setembro de 2011).

APÊNDICE A

Estimador de Mínimos Quadrados Plenamente Modificado (FM-OLS)

Este é um método uniequacional baseado no uso de MQO com correções semi-paramétricas a fim de eliminar a correlação serial e a endogeneidade, proposto por Phillips e Hansen (1990). Com base na expressão (A.1), o objetivo do método é fazer com que assintoticamente $\hat{\beta}$ siga a distribuição:

$$T(\hat{\beta} - \beta) \Rightarrow \left(\int_0^1 W_2 W_2' \right)^{-1} \left(\int_0^1 W_2 dW_{1,2} \right) \tag{A.1}$$

em que $W_{1,2} = W_1 - \omega_{12} \Omega_{22}^{-1} W_2$, com $\Omega = \lim_{T \rightarrow \infty} -\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{s=1}^T E(u_t u_s')$, a matriz de covariância de longo prazo, particionado como $\Omega = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega'_{21} \\ \omega_{21} & \omega'_{22} \end{bmatrix}$.

Para isso, é necessário, primeiramente, com o objetivo de corrigir para a endogeneidade de y_{2t} , modificar y_{1t} e u_{1t} , obtendo-se:

$$\begin{aligned} \hat{y}_{1t}^+ &= y_{1t} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \Delta y_{2t} \\ \hat{u}_{1t}^+ &= u_{1t} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \Delta y_{2t} \end{aligned} \tag{A.2}$$

Posteriormente, constrói-se um termo δ^+ para a correção da correlação serial dado por $\delta^+ = \sum_{k=0}^{\infty} (\hat{u}_{1t}^+ u'_{2t-k})$. O estimador FM-OLS é na verdade um estimador de dois estágios que combina essas duas correções e é dado por:

$$\beta^+ = (Y_2 Y_2')^{-1} (Y_2' \hat{y}_{1t}^+ - T \delta^+) \tag{A.3}$$

Estatísticas para testes plenamente modificadas baseadas em β^+ podem ser construídas de forma usual. Dessa forma, definindo a estatística t_i^+ como:

$$t_i^+ = \frac{(\beta_i^+ - \beta_i)}{s_i^+} \tag{A.4}$$

em que $(s_i^+)^2 = \hat{\omega}_{11,2} [(Y_2 Y_2')^{-1}]_{ii}$ e $\hat{\omega}_{11,2} = \hat{\omega}_{11} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\omega}_{21}$. Pode ser demonstrado que $t_i^+ \Rightarrow N(0,1)$ à medida que $T \rightarrow \infty$.

Hansen (1992) propõe três testes para instabilidade dos parâmetros baseados no estimador FM-OLS. Supondo um modelo de regressão $y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_{1t}$ constrói testes considerando três tipos de hipóteses alternativas, dada a hipótese nula de que β é constante para toda a amostra. O primeiro teste considera um único ponto de quebra em algum ponto t do tempo, em que $1 < t < T$, e T é o tamanho amostral. Tratando esse ponto de quebra como desconhecido, esse teste é o *SupF*, que escolhe o valor máximo de uma sequência de testes F do tipo testes de Chow, com uma formulação *LM*, denotado por F_{nt} . O segundo e terceiro testes testam o parâmetro β modelado como um processo martingale diferença $\beta_t = \beta_{t-1} + \varepsilon_t$ com $E(\varepsilon_t | I_{t-1}) = 0$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \delta^2 G_t$, em que G_t é a inversa de uma matriz de variância-covariância. O segundo teste chamado de *MeanF* pode ser visto como uma média dos testes F_m , e o terceiro, chamado de L_c é uma versão do teste bayesiano para quebra estrutural proposto por Gardner (1969 *apud* HANSEN, 1992). Os testes *MeanF* e L_c têm como hipótese nula $H_3: \delta^2 = 0$, enquanto a alternativa é dada por $H_4: \delta^2 \neq 0$. Segundo Hansen (1992), o primeiro teste é mais apropriado para descobrir se há alguma súbita quebra de regime, enquanto o segundo e o terceiro são mais apropriados para testar se o modelo está corretamente especificado. Mais especificamente, o teste L_c pode ser usado como um teste com a hipótese nula de cointegração, contra a hipótese alternativa de ausência de cointegração.

APÊNDICE B
MCE e análise estatística dos resíduos do modelo FM-OLS

TABELA B.1
Exportações: MCE e comportamento dos resíduos do modelo FM-OLS

Setores	Média	Desvio-padrão	Correlação erro tradicional e com <i>hysteresis</i>	Teste normalidade ¹	Modelo de correção de erros		Primeira autocorrelação
					lag	alpha estatística-t	
Oferta							
Total de exportações restrito	0,37	0,30	0,97	0,11	-	-	0,50
Com <i>hysteresis</i>	0,02	0,30		0,57	-	-	0,46
Veículos	-0,03	0,41	0,95	0,36	1	-0,23	0,69
Com <i>hysteresis</i>	-0,03	0,35		0,88	3	-0,40	0,66
Demanda							
Total de exportações irrestrito	0,03	0,12	-	0,32	1	-0,27	0,76
Tradiciona	-0,96	0,15	0,95	0,63	-	-	0,78
Com <i>hysteresis</i>	0,02	0,13		0,13	-	-	0,80
Abate	0,03	0,28	0,80	0,22	-	-	0,74
Com <i>hysteresis</i>	0,02	0,24		0,16	1	-0,22	0,67
Beneficiamento	-0,03	0,21	0,91	0,02	2	-0,51	0,19
Com <i>hysteresis</i>	0,12	0,21		0,02	3	-0,66	0,23
Borracha	0,01	0,17	0,82	0,00	1	-0,43	0,60
Com <i>hysteresis</i>	0,01	0,14		0,03	1	-0,48	0,45
Calçados	-0,02	0,14	0,98	0,25	3	-0,22	0,58
Com <i>hysteresis</i>	-0,02	0,14		0,09	1	-0,34	0,57

(continua)

(continuação)

Setores	Média	Desvio-padrão	Correlação erro tradicional e com <i>hysteresis</i>	Teste normalidade ¹	Modelo de correção de erros		Primeira autocorrelação	
					lag	alpha estatística-t		
Elementos químicos	Tradicional	0,01	0,13	0,86	-	-	0,72	
	Com <i>hysteresis</i>	-0,01	0,18		2	-0,34	-4,72	0,61
Madeira	Tradicional	0,02	0,19	0,69	1	-0,20	-2,90	0,57
	Com <i>hysteresis</i>	-0,01	0,17		-	-	-	0,57
Máquinas e tratores	Tradicional	-0,01	0,30	0,83	-	-	-	0,75
	Com <i>hysteresis</i>	-0,02	0,28		1	-0,12	-2,14	0,71
Material elétrico	Tradicional	-0,03	0,21	0,75	-	-	-	0,71
	Com <i>hysteresis</i>	0,00	0,16		1	-0,50	-5,04	0,50
Outros produtos metalúrgicos	Tradicional	0,01	0,21	0,85	2	-0,20	-2,97	0,66
	Com <i>hysteresis</i>	0,00	0,22		1	-0,22	-3,45	0,71
Têxtil	Tradicional	0,08	0,22	0,70	2	-0,23	-3,19	0,68
	Com <i>hysteresis</i>	0,00	0,18		3	-0,45	-5,26	0,60
Veículos	Tradicional	-0,01	0,39	0,84	1	-0,21	-3,00	0,52
	Com <i>hysteresis</i>	-0,01	0,38		1	-0,24	-3,37	0,64

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ¹ Apresenta-se o valor-p obtido.

TABELA B.2
Importações: MCE e comportamento dos resíduos do modelo FM-OLS

Setores	Média	Desvio-padrão	Correlação erro tradicional e com <i>hysteresis</i>	Teste normalidade ¹	Modelo de correção de erros		Primeira autocorrelação		
					lag	alpha			
Demanda por importações									
Total de importações	Tradicional	-0,01	0,13	0,97	0,74	1	-0,54	-4,44	0,40
	Com <i>hysteresis</i>	0,01	0,11		0,06	1	-0,55	-3,99	0,38
Borracha	Tradicional	-0,03	0,14	0,77	0,09	1	-0,42	-3,37	0,44
	Com <i>hysteresis</i>	-0,03	0,14		0,00	1	-0,40	-2,91	0,34
Elementos químicos	Tradicional	0,00	0,14	0,79	0,44	1	-0,36	-2,67	0,18
	Com <i>hysteresis</i>	-0,01	0,15		0,00	3	-0,69	-3,48	-0,05
Equipamentos eletrônicos	Tradicional	-0,07	0,36	-	0,27	1	-0,12	-2,36	0,38
Extrativa mineral	Tradicional	0,00	0,18	0,87	0,80	3	-1,10	-4,72	0,13
	Com <i>hysteresis</i>	-0,01	0,20		0,16	3	-1,09	-4,70	0,13
Farmacêutica e perfumaria	Tradicional	0,01	0,12	0,93	0,61	3	-0,26	-2,51	0,58
	Com <i>hysteresis</i>	0,00	0,12		0,52	2	-0,27	-2,19	0,52
Madeira	Tradicional	0,00	0,21	-	0,21	2	-0,18	-1,70	0,53
Minerais não metálicos	Tradicional	-0,01	0,14	0,88	0,05	1	-0,86	-7,57	0,35
	Com <i>hysteresis</i>	0,01	0,14		0,01	2	-0,73	-5,72	0,39
Outros produtos metalúrgicos	Tradicional	0,02	0,17	0,89	0,88	1	-0,32	-3,27	0,58
	Com <i>hysteresis</i>	0,01	0,16		0,32	1	-0,41	-3,48	0,63
Peças	Tradicional	-0,02	0,15	0,89	0,03	3	-0,40	-2,54	0,36
	Com <i>hysteresis</i>	0,01	0,14		0,00	2	-0,68	-3,84	0,30

(continua)

(continuação)

Setores	Média	Desvio-padrão	Correlação erro tradicional e com <i>hysteresis</i>	Teste normalidade ¹	Modelo de correção de erros		Primeira autocorrelação	
					lag	alpha		
Plástica	Tradicional	0,02	0,16	0,01	1	-0,62	-6,01	0,31
	Com <i>hysteresis</i>	-0,01	0,12	0,02	1	-0,85	-6,09	0,17
Químicos diversos	Tradicional	0,00	0,27	0,28	-	-	-	0,24
	Com <i>hysteresis</i>	-0,02	0,29	0,96	3	-0,36	-2,17	0,23
Siderurgia	Tradicional	0,00	0,22	0,03	1	-0,46	-4,83	0,40
	Tradicional	-0,02	0,32	0,06	1	-0,16	-2,40	0,57
Têxtil	Tradicional	-0,02	0,30	0,06	1	-0,19	-2,43	0,59
	Tradicional	-0,03	0,34	0,00	2	-0,48	-3,99	0,36

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ¹ Apresenta-se o valor-p obtido.

CHOQUES NÃO ANTECIPADOS DE POLÍTICA MONETÁRIA E A ESTRUTURA A TERMO DAS TAXAS DE JUROS NO BRASIL *

Fernando Nascimento de Oliveira**

Leonardo Ramos***

Este artigo tem dois objetivos. O primeiro é identificar choques não antecipados de política monetária por meio dos Contratos Futuros de Depósitos Interbancários de 1 Dia (DI de 1 dia). O segundo é estudar a relação entre estes choques e a estrutura a termo das taxas de juros. Encontramos evidências empíricas que sugerem que o mercado antecipa, ao menos parcialmente, as decisões de taxa de juros do Banco Central do Brasil (BCB). O artigo mostra também que choques não antecipados de política monetária são, de uma forma geral, capazes de afetar a estrutura a termo das taxas de juros.

Palavras-chave: SELIC, Meta da SELIC, Copom, Estrutura a Termo da Taxa de Juros, DI, Política Monetária.

1 INTRODUÇÃO

Desde 1999, quando o Brasil abandonou a âncora cambial e passou a adotar o regime de metas de inflação, a dinâmica das expectativas da inflação tornou-se mais relevante para o processo de estabilização dos preços. Isto se deve ao fato de a principal característica do sistema de metas ser a fixação e o anúncio de uma meta quantitativa para determinado indicador de inflação, no caso o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), firmando com a sociedade o compromisso de que tal controle inflacionário será perseguido e alcançado pelas autoridades monetárias. Desta forma, as informações das autoridades monetárias, contidas em cada decisão sobre a meta para a taxa básica de juros, dão pistas para condução futura dos juros no Brasil.

As decisões do Comitê de Política Monetária (Copom) são tomadas em reuniões realizadas em datas previamente divulgadas. Nestes encontros, são discutidas a conjuntura econômica atual e as perspectivas futuras dos agregados macroeconômicos, em especial do índice de inflação utilizado como meta. As decisões são anunciadas logo após o término das reuniões com um breve comentário. As discussões mais detalhadas quanto às razões da manutenção ou da alteração da meta para os juros básicos são registradas em atas publicadas na semana posterior ao encontro.

* Agradecemos a Pedro Vals, da Fundação Getúlio Vargas (FGV/SP) e a pareceristas anônimos pelos excelentes comentários e sugestões ao trabalho.

** Professor-adjunto do Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC/RJ) e pesquisador do Banco Central do Brasil (BCB) na área de Economia Monetária e Finanças. *E-mail*: fernando.nascimento@bcb.gov.br.

*** Mestre em Economia e MBA em Finanças pelo IBMEC; pesquisador da Fundação Eletrobras de Seguridade Social (Eletros).

A motivação dos agentes econômicos acerca da taxa básica deriva dos efeitos de amplo impacto na economia real que tais decisões acarretam. É consenso que mudanças nos juros básicos produzem efeitos em canais econômicos importantes, como a curva de juros, o nível de crédito, a taxa de câmbio e a precificação dos demais ativos financeiros, como bolsa de valores e derivativos.

Este artigo tem como objetivo identificar os choques monetários não antecipados de política monetária e verificar como as estruturas a termo das taxas de juros de diferentes maturidades reagem a estes choques.

No que tange ao primeiro objetivo, nossa contribuição é original já que adaptamos Kuttner (2001) à realidade brasileira utilizando as taxas dos Contratos Futuros de Depósitos Interbancários de 1 Dia (DI de 1 dia) negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F). Estes contratos estão entre os mais importantes ativos financeiros no Brasil. Possuem enorme liquidez, grande volume de negociação diária e alta correlação com a taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC). Portanto, analisar as expectativas sobre a SELIC usando esse mercado nos parece bastante apropriado, entre outras razões, porque surpresas na definição da SELIC por parte do BCB podem implicar grandes perdas ou ganhos financeiros para os agentes econômicos que transacionam nesse mercado.

Para identificar choques não antecipados de política monetária por meio do mercado de DI Futuro, encontramos quanto o mercado espera para a média das taxas *overnights* antes e após o anúncio do Copom, sendo as diferenças entre elas consideradas como surpresas do mercado para a decisão dos juros básicos. Para o período compreendido entre janeiro de 2002 e julho de 2009, em que ocorreram 78 reuniões do Copom, encontramos que o mercado foi surpreendido em 21 ocasiões.

Já para o segundo objetivo, estimamos a correlação entre surpresas de mercado e as estruturas a termo das taxas de juros dos Contratos DI com diferentes maturidades (2, 3, 6, 9, 12, 15, 18 e 24 meses). Encontramos uma forte correlação entre elas para vencimentos mais curtos e, também, que esta correlação vai diminuindo à medida que se aumenta o prazo de vencimento da estrutura a termo das taxas de juros. Mesmo assim, podemos concluir que o Banco Central do Brasil (BCB) tem sido capaz, por meio da definição dos juros de curtíssimo prazo, de influenciar de forma significativa os juros prefixados de mercado para um prazo de pelo menos dois anos.

Existe uma vasta literatura internacional sobre este tema. Entre diversos artigos, por exemplo, podemos destacar Selva (2008), que comprovou a existência de relação entre os *spreads* das taxas de juros de curto e longo prazo com as surpresas de política monetária no mercado americano entre 1994 e 2006. Este autor utilizou como medida de mensuração da variável “surpresa”, metodologia descrita por Kuttner (2001) que tem como ponto de partida o fato de que a *T-bill* 3

(título público prefixado do governo americano com maturidade de três meses) nada mais é que a média dos *overnights* esperados até o vencimento, e que estes tendem a se alterar em antecipação às mudanças da meta da taxa básica de juros do Federal Reserve (Fed). Kuttner (2001) isolou os movimentos esperados e os não esperados nas mudanças na taxa básica americana. O trabalho de Selva (2008) encontrou uma relação robusta entre as surpresas e os juros de prazos diferentes.

Já no Brasil a literatura disponível sobre o tema é mais restrita. Contudo, podemos destacar os trabalhos de Tabak (2004) e Tabak e Tabata (2005) que estudaram as respostas das estruturas a termo das taxas de juros às modificações na meta da taxa SELIC. Os autores encontraram que os efeitos dos choques monetários sobre a curva de juros brasileira foram reduzidos após 1999, com a introdução do regime de metas de inflação.

O restante deste artigo está dividido da seguinte forma: a seção 2 apresenta a revisão da literatura, e a seção 3, a identificação dos choques monetários não antecipados. A seção 4 apresenta a análise empírica da relação entre choques não antecipados e estrutura a termo. A seção 5 conclui.

2 REVISÃO DA LITERATURA

O Regime de Metas para a Inflação foi adotado de forma pioneira na Nova Zelândia em 1990 e desde então foi introduzido em uma série de países como: Canadá e Chile em 1991; Israel e Reino Unido em 1992; Suécia em 1993; Austrália e Peru em 1994; Coreia do Sul, Polônia e República Tcheca em 1998; Brasil, Colômbia e México em 1999; África do Sul, Tailândia e Suíça em 2000; e Hungria, Islândia e Noruega em 2001.

Segundo Mishkin (2000) o Regime de Metas para a Inflação é uma estratégia de política monetária que pressupõe a existência de cinco elementos principais: *i*) divulgação de uma meta quantitativa de inflação e de qual será o índice que irá medi-la para um ou mais horizonte de tempo; *ii*) compromisso institucional assumindo como objetivo da política monetária a estabilidade de preços; *iii*) utilização de uma estratégia em que uma gama mais ampla de variáveis, e não somente os agregados monetários e a taxa de câmbio, seja usada como parâmetro às decisões que envolvam os instrumentos de política; *iv*) maior grau de transparência das estratégias de política monetária através da divulgação à sociedade e aos mercados sobre as intenções, os objetivos e as decisões da autoridade monetária; e, por fim *v*) maior responsabilidade do BCB quanto ao sucesso de atingir os alvos inflacionários previamente estipulados.

Em síntese, o principal objetivo desse sistema é o reconhecimento explícito de um objetivo de longo prazo, a estabilidade dos preços, em que o principal instrumento para tal estabilidade passa a ser a taxa de juros de curto prazo.

Bernanke e Mishkin (1997) encontraram argumentos que apontam que uma transparência maior acerca dos objetivos e decisões da autoridade monetária contribui para aumentar os efeitos da política monetária, pois a curva de juros de longo prazo é determinada pelo mercado e depende do correto entendimento deste sobre os objetivos de política monetária a serem perseguidos.

“O desenvolvimento de condutas de política monetária que tenham objetivos bem definidos é mais importante que a mera fixação de metas para a taxa de inflação por parte das autoridades monetárias” (WOODFORD, 2004). Atitudes da autoridade monetária que sejam interpretadas como coerentes por parte dos mercados tendem a manter a volatilidade das taxas prefixadas de prazos mais longos dentro de um nível considerado tolerável. Grandes volatilidades nas taxas de juros de longo prazo tendem a acrescentar risco e a inibir o investimento e o crescimento.

Desta forma, identificar os choques monetários, entendidos como movimentos não esperados pelo mercado por parte da autoridade monetária no que tange à condução da política monetária, passa a ter um papel fundamental para a avaliação do grau de sucesso do controle do nível geral dos preços em um sistema de metas de inflação, como experimentado atualmente no Brasil.

Existe uma vasta literatura internacional a respeito das interferências dos movimentos não esperados (surpresas) da política monetária nas estruturas a termo das taxas de juros: Cook e Hahn (1989) encontraram forte correlação entre as taxas de curto prazo e fraca nas de longo prazo com as mudanças nas taxas alvo do Fed durante a década de 1970. Já Fama (1990) estudou a relação entre a estrutura a termo das taxas de juros com a previsão de inflação futura nos Estados Unidos encontrando uma boa correlação entre elas. Estrella e Mishkin (1995) realizaram trabalho análogo para cinco países (Alemanha, Estados Unidos, França, Inglaterra e Itália) e concluíram que há um bom poder de previsão acerca das trajetórias futuras de inflação e crescimento. Roley e Sellon Jr. (1995) encontraram evidências de que as taxas de longo prazo se adiantam às oscilações na política monetária. No mesmo ano, Rudebusch (1995) analisou as alterações das taxas básicas de juros dos Estados Unidos no período entre 1974 e 1992 e concluiu que há o que o autor definiu como “continuações de movimentos”, que nada mais é que a tendência da autoridade monetária de tomar uma decisão na mesma direção da decisão anterior.

Hamilton e Kim (2002) também estudaram a previsão da atividade econômica nos Estados Unidos via diferença de juros de curto e longo prazo e encontraram resultados igualmente robustos aos de Estrella e Mishkin (1995).

Bernanke, Reinhart e Sack (2004) concluíram que o Comitê de Política Monetária dos Estados Unidos – Federal Open Market Committee (FOMC) – é capaz de guiar as expectativas futuras dos juros, o que leva a uma capacidade maior

de influenciar os juros prefixados de longo prazo e assim alcançar mais facilmente os objetivos macroeconômicos pretendidos.

Selva e Jorda (2004) concluíram que muitos dos movimentos não esperados em política monetária têm mais a ver com o *timing* do que a amplitude do movimento propriamente dita. Já Selva (2008) comprovou a relação existente entre os *spreads* das taxas de juros de curto e de longo prazo com as surpresas de política monetária no mercado americano entre 1994 e 2006. A medida de mensuração da variável “surpresa” utilizada por Selva em seu trabalho foi a mesma descrita por Kuttner (2001), que, a partir do raciocínio que a *T-bill 3* nada mais é que a média dos *overnights* esperados até o vencimento e que estes tendem a se alterar em antecipação às mudanças da meta da taxa básica do Fed, isolou os movimentos esperados e não esperados nas mudanças na taxa básica americana. Selva encontrou uma relação robusta entre as surpresas e os juros de prazos diferentes.

Já no Brasil, a literatura disponível sobre o tema é mais restrita. Podemos citar Tabak e Tabata (2005). Eles estudaram as respostas das estruturas a termo das taxas de juros às modificações na meta da taxa SELIC. Tabak e Tabata utilizam as taxas *Swap* pre-DI com vencimentos de 1, 2, 3, 6 e 12 meses para fazer suas análises empíricas e observaram que os efeitos de surpresas de políticas monetárias sobre a curva de juros brasileira foram reduzidos com a introdução do regime de metas inflacionárias em 1999. Os autores também observaram uma antecipação parcial dos agentes em relação às decisões de política monetária. A conclusão do artigo é que uma transparência maior na condução da política monetária e a mudança para o regime de câmbio flutuante explicam os resultados obtidos.

Na mesma linha do artigo citado anteriormente, Tabak (2004) examina o conteúdo informacional de decisões do Copom de mudar ou não a política monetária estimando a resposta da estrutura a termo a mudanças na meta para as taxas de juros no Copom em dias de reunião. Usando um estudo de eventos, a evidência empírica sugere que os participantes do mercado antecipam, pelo menos parcialmente, as ações de política monetária. Ainda, a introdução de um regime de câmbio flutuante e de metas para a inflação teve o efeito de reduzir o impacto de surpresas de taxa de juros ao longo da estrutura a termo.

Neste trabalho, procuramos adaptar à realidade brasileira os estudos desenvolvidos por Selva (2008) e Kuttner (2001) e verificar se há relação das alterações da estrutura a termo das taxas de juros com os movimentos não aguardados pelo mercado na meta da taxa básica de juros brasileira.

3 IDENTIFICANDO CHOQUES NÃO ANTECIPADOS

Antes de iniciarmos o processo de identificação dos choques monetários, é preciso fazer algumas considerações a respeito da dinâmica dos mercados e as particularidades dos juros básicos no Brasil.

Analisar as respostas dos mercados nas alterações na taxa básica de juros pode apresentar algum grau de dificuldade, pois estes tendem a antecipar, ao menos parcialmente, as decisões de política monetária. Desta forma, só a parcela não antecipada será capaz de gerar alterações nos preços correntes dos ativos financeiros.

Fazer então esta decomposição entre a parcela antecipada e a parcela não antecipada pelo mercado das ações de política monetária dos bancos centrais é ponto-chave para qualquer estudo sobre o tema.

No Brasil, a taxa básica de juros da economia é a taxa SELIC. Seu valor é calculado a partir da média das operações financeiras de um dia lastreadas em Títulos Públicos Federais (TPFs) e registradas na SELIC, onde as instituições bancárias têm como contraparte o BCB. O valor da meta para a taxa SELIC é definido pelo BCB no Copom, o que em geral acontece em datas previamente agendas e divulgadas ao mercado ou ainda em reuniões extraordinárias (tendo a última reunião deste tipo ocorrido em outubro de 2002).

A taxa SELIC não sofre interferência do risco do tomador, pois é lastreada em títulos públicos federais de alta liquidez. Sendo assim, ela apenas reflete as condições imediatas de liquidez do mercado monetário, podendo então ser considerada como a taxa de curto prazo livre de risco da economia brasileira.

Analogamente existe também a taxa de depósito interbancário (DI) — também chamada de Certificado de Depósito Bancário (CDI) — formada pela média ponderada das operações interbancárias de um dia, apurada pela Central de Custódia e Liquidação Financeira de Títulos (CETIP). Da mesma forma que nas operações com a SELIC, os tomadores de empréstimos neste mercado interbancário também depositam TPFs como lastro de suas operações. A diferença básica entre a SELIC e a taxa DI é a contraparte das operações. Enquanto na primeira um banco negocia diretamente com o BCB, na segunda os próprios bancos negociam entre si. Assim, tanto a SELIC como o CDI são operações lastreadas sem a presença de risco de crédito do tomador, refletindo unicamente as condições de liquidez.

Por terem o mesmo prazo (um dia) e o mesmo risco (nenhum), possuem valores bem próximos e correlação superior a 99%, como apresentado na tabela 1.

Desta forma, alterações na taxa SELIC geram alterações no mesmo sentido e magnitude na taxa CDI, de forma que os choques nos juros básicos são integralmente transmitidos ao mercado de DI.

TABELA 1

Regressão CDI versus SELIC

Estimativa via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para modelo $CDI = b(\text{SELIC Meta}) + c$ no período entre 02/01/2002 e 24/07/2009 (1.877 observações). Os valores entre parêntese abaixo dos coeficientes estimados representam o valor-p do teste t. A coluna DW mostra a estatística Durbin-Watson. Os valores da estatística-F e os valores-p (entre parênteses) podem ser observados para o teste de correlação serial de Breusch-Godfrey (LM) e de heterocedasticidade (White).

Período	Estimativa dos coeficientes					
	b	Intercepto	R ² ajustado	DW	LM	White
02/01/2002-24/07/2009	0,993685 (0,0000)	-0,050641 (0,0143)	0,997201	1,231417	191,0825 (0,0000)	2,244335 (0,1063)

Fonte: Elaboração própria.

A ferramenta utilizada no presente estudo se baseia naquela proposta por Kuttner (2001), só que adaptada ao mercado brasileiro. Utilizamos no lugar da *T-bill 3* os Contratos Futuros de DI de 1 Dia. Estes contratos são negociados diariamente na BM&F e apresentam boa liquidez.

Os Contratos Futuros de DI de 1 Dia têm como objeto da negociação a taxa média acumulada do CDI (ou simplesmente taxa DI), expressa em taxa efetiva ano com base de 252 dias úteis. As taxas destes contratos têm período compreendido a partir do momento de sua negociação até a data de vencimento dos mesmos. Podem ser transacionados livremente na BM&F até a véspera de seus vencimentos, que é sempre no primeiro dia útil de cada mês. Em geral são negociados no mercado os quatro primeiros meses a partir da data atual, e, depois disso, os meses que dão início a cada trimestre. As operações de compra e venda são expressas em taxa anual com base de 252 dias úteis, e, após sua efetivação, são convertidas em Preço Unitário (PU) com posições opostas. Como o PU, obrigatoriamente, valerá no dia de seu vencimento, o valor de R\$ 100 mil, os investidores estarão expostos à taxa prefixada extraída de R\$ 100 mil pelo valor do PU negociado.

Assim, se alguém assume uma posição comprada em uma taxa de DI Futuro de 12% com vencimento para 100 dias úteis a partir da data da compra, significa dizer que esta pessoa assumiu uma posição vendida de PU a um preço de R\$ 95.602,45, como demonstrado a seguir:

$$PU(12,00\%a.a.) = \frac{100.000}{1,12^{(100/252)}} = 95.602,45 \quad (1)$$

No dia da montagem de uma operação de DI Futuro, que no exemplo acima foi a uma taxa de 12% ao ano (a.a.) e corresponde a um PU de R\$ 95.602,45, acontecesse o chamado ajuste de entrada, que obedece à seguinte fórmula:

$$AD_t = (PA_t - PU_o) \times NC \quad (2)$$

onde:

AD_t = valor em reais do ajuste diário;

PA_t = preço de ajuste em t (extraído da média da última meia hora de negociação);

PU_o = PU operado, no exemplo R\$ 95.602,45; e

NC = número de contratos operados.

A partir do segundo dia da operação até a véspera de seu desmonte ou vencimento, o PU de ajuste em t (PA_{t-1}) é corrigido pela taxa CDI de cada dia e comparado com o preço de ajuste atual, como ilustrado na fórmula (3):

$$AD_t = [PA_t - (PA_{t-1}) \times (1 + CDI \text{ Dia})] \times NC \quad (3)$$

onde:

AD_t = valor em reais do ajuste diário;

PA_t = preço de ajuste em t (extraído da média da última meia hora de negociação);

PA_{t-1} = preço de ajuste do dia anterior;

$CDI \text{ Dia}$ = taxa dia do CDI; e

NC = número de contratos da posição.

Uma característica importante deste mercado, e relevante para o estudo aqui apresentado, é que nele também não existe o risco de crédito da contraparte. São operações realizadas na BM&F. Para se operar tais contratos, o investidor necessita depositar margem, e eventuais prejuízos têm de ser cobertos, diariamente, pelo chamado ajuste diário, caso contrário a posição é liquidada a mercado e o prejuízo coberto pelas garantias inicialmente depositadas.

Além desta mitigação do risco de crédito, os Contratos de DI Futuro em geral também apresentam uma boa liquidez, pois não há necessidade de desembolso do principal. Como se trata de uma aposta de juros prefixados contra juros pós-fixados, os cálculos dos ganhos ou das perdas são feitos por diferenças entre posições hipotéticas como em qualquer outra operação de *Swap*. Assim, os investidores tendem a trabalhar alavancados.

A verificação das oscilações no mercado de DI gera ganhos ou perdas diárias aos seus participantes. Em caso de elevação das taxas implícitas, os investidores que tiverem posição vendida em PU , que significa comprado em taxa, ganham ajuste positivo. Já os investidores que estiverem na posição oposta serão obrigados a pagar

pelo ajuste. Caso haja queda na taxa, o contrário se verificará, não importando de fato a que taxa os investidores entraram na operação, mas sim a diferença da taxa atual para a do dia anterior. A principal característica destas operações é ter seus ganhos e perdas quitados diariamente a mercado.

Devido às peculiaridades mencionadas anteriormente, como alta liquidez e não contaminação de fatores de risco de crédito, além da elevada correlação do CDI com a SELIC, os Contratos de DI Futuro se apresentam como valioso instrumento para construção do elemento surpresa sobre a decisão da autoridade monetária no Brasil.

Dito isto, utilizamos como ponto de partida para a identificação dos choques monetários as decisões tomadas nos encontros do Copom entre janeiro de 2002 e julho de 2009 e contidas nas atas das reuniões disponíveis na página da internet do BCB.

Foram ao todo 78 encontros, dos quais aconteceram 35 reduções, 18 elevações e 25 manutenções da meta da taxa básica de juros (SELIC Meta). Apenas uma das reuniões foi de caráter extraordinário e por isso não era esperada pelo mercado as demais aconteceram de acordo com o cronograma previamente divulgado pelo BCB. Além disso, 57 encontros resultaram em decisões unânimes e apenas três optaram por adoção de viés, que é a liberdade dada pelo Comitê ao presidente do BCB para que este possa alterar a meta da taxa básica de juros antes da próxima reunião agendada. Contudo, não houve uso de viés em nenhum momento no período analisado. A tabela 2 resume as decisões de todas as reuniões do Copom consideradas no presente estudo. No anexo A estão apresentadas, de forma detalhada, as datas e a respectiva decisão de cada encontro.

Após selecionarmos as janelas para o estudo de evento aqui proposto, passamos à etapa seguinte, que consiste em encontrar as surpresas do mercado às decisões do Copom. Contudo, inicialmente é necessário definir o que se entende por choque monetário não antecipado ou simplesmente “surpresa”.

Os choques monetários não antecipados são as alterações nos juros básicos (SELIC), que não foram corretamente antecipadas pelo mercado. Portanto, são ações inesperadas de política monetária e, por isso mesmo, não estão refletidas nos preços dos ativos financeiros até sua efetivação. Após um choque monetário, em geral, o que se observa é um ajuste abrupto nos mercados, em especial no de juros, para que a nova realidade da taxa básica seja refletida.

Para o cálculo do choque ou surpresa, utilizamos como ferramenta os Contratos de DI Futuro de 1 Dia extraídos da página da BM&F na internet. Aqui encontramos dois tipos de “surpresa”; a primeira, denominada neste trabalho S1, representa a diferença entre o que o mercado esperava e o que realmente aconteceu após cada anúncio do Copom.

TABELA 2
Decisões do Copom

Mudança na meta da SELIC (em %)	Quantidade	%	Ocasião
Redução de 2,50	1	1,28	Copom 87 - divulgado em 20/08/2003.
Redução de 2,00	1	1,28	Copom 88 - divulgado em 17/09/2003.
Redução de 1,50	3	3,85	Copom 86 – divulgado em 23/07/2003; Copom 90 – divulgado em 19/11/2003 e Copom 141 – divulgado em 11/03/2009
Redução de 1,00	5	6,41	Copom 89 – divulgado em 22/10/2003; Copom 91 – divulgado em 17/12/2003; Copom 140 – divulgado em 21/01/2009; Copom 142 – divulgado em 18/04/2007 e Copom 143 – divulgado em 10.06.2009.
Redução de 0,75	3	3,85	Copom 116 – divulgado em 18/01/2006; Copom 117 – divulgado em 08/03/2006 e Copom 118 – divulgado em 19.04.2006.
Redução de 0,50	13	16,67	Copom 73 – divulgado em 17/07/2002; Copom 85 – divulgado em 18/06/2003; Copom 113 – divulgado em 19/10/2005; Copom 114 – divulgado em 23/11/2005; Copom 115 – divulgado em 14/12/2005; Copom 119 – divulgado em 31/05/2006; Copom 120 – divulgado em 19/07/2006; Copom 121 – divulgado em 30/08/2006; Copom 122 – divulgado em 18/10/2006; Copom 123 – divulgado em 19/11/2006; Copom 127 – divulgado em 06/06/2007; Copom 128 – divulgado em 18/07/2007 e Copom 144 – divulgado em 22/07/2009.
Redução de 0,25	9	11,54	Copom 68 – divulgado em 20/02/2002; Copom 69 – divulgado em 20/03/2002; Copom 94 – divulgado em 17/03/2004; Copom 95 – divulgado em 14/04/2004; Copom 112 – divulgado em 14/09/2005; Copom 124 – divulgado em 24/01/2007; Copom 125 – divulgado em 07/03/2007; Copom 126 – divulgado em 18/04/2007 e Copom 129 – divulgado em 05/09/2007.
Manutenção	25	32,05	Copom 67 – divulgado em 23/01/2002; Copom 70 – divulgado em 14/04/2002; Copom 71 – divulgado em 22/05/2002; Copom 72 – divulgado em 19/06/2002; Copom 74 – divulgado em 21/08/2002; Copom 75 – divulgado em 18/09/2002; Copom 77 – divulgado em 23/10/2002; Copom 82 – divulgado em 19/03/2003; Copom 83 – divulgado em 23/04/2003; Copom 84 – divulgado em 21/05/2003; Copom 92 – divulgado em 21/01/2004; Copom 93 – divulgado em 18/02/2004; Copom 96 – divulgado em 19/05/2004; Copom 97 – divulgado em 16/06/2004; Copom 98 – divulgado em 21/07/2004; Copom 99 – divulgado em 18/08/2004; Copom 109 – divulgado em 15/06/2005; Copom 110 – divulgado em 20/07/2005; Copom 111 – divulgado em 17/08/2005; Copom 130 divulgado em 17/08/2005; Copom 130 – divulgado em 17/10/2007; Copom 131 – divulgado em 05/12/2007; Copom 132 – divulgado em 23/01/2008; Copom 133 – divulgado em 05/03/2008; Copom 138 – divulgado em 29/10/2008 e Copom 139 – divulgado em 10/12/2008.
Elevação de 0,25	3	3,85	Copom 100 – divulgado em 15/09/2004; Copom 107 – divulgado em 20/04/2005 e Copom 108 – divulgado em 18/05/2005.
Elevação de 0,75	2	2,56	Copom 136 - divulgado em 23/07/2008 e Copom 137 - divulgado em 10/09/2008.
Elevação de 1,00	2	2,56	Copom 78 - divulgado em 20/11/2002 e Copom 81 - divulgado em 19/02/2003.
Elevação de 3,00	2	2,56	Copom 76 - divulgado em 14/10/2002 e Copom 79 - divulgado em 18/12/2002

Fontes: BCB.

A segunda, intitulada S2, representa o quanto o mercado reviu sua expectativa presente para a meta da taxa SELIC do próximo encontro do Copom após tomar conhecimento da decisão da reunião recentemente acontecida. Assim, os elementos S1 e S2 foram calculados como proposto a seguir:

S1: Dado que a SELIC Meta guarda uma relação relativamente constante com a taxa CDI no curto prazo, e que o mercado de DI Futuro tenta antecipar qual será o CDI médio de determinada data até o vencimento do contrato, temos que:

$$S1_{fech} = \frac{(1 + DIF1_{fech} \text{ dia Copom})^{d_1/252}}{(1 + CDI)^{1/252}} \quad (4)$$

$$S1_{abert} = (1 + DIF1_{abert} \text{ dia após Copom})^{(d_1-1)/252} \quad (5)$$

$$S1 = \frac{\left[\frac{S1_{fech}}{S1_{abert}} \right]^{252/(d_1-1)}}{\text{Média}(CDI / \text{Meta SELIC})} \quad (6)$$

onde:

DIF1 fech dia Copom 1: é a média da última meia hora de negociação da taxa do Contrato DI Futuro de menor prazo no dia em que será anunciada a decisão da reunião do Copom no mês corrente;

DIF1 abert dia Copom 1: é a taxa determinada no leilão de abertura da negociação do Contrato DI Futuro de menor prazo no dia imediatamente posterior ao anúncio da decisão da reunião do Copom no mês corrente;

d₁: dias úteis do Copom 1 até DI1F1; e

Média (CDI/Meta): é a média móvel de 22 dias úteis da relação entre a taxa diária efetiva do CDI e a meta da taxa básica SELIC.

S2: Antes de prosseguirmos e calcularmos S2, devemos fazer uma observação. Até o final de 2005, as reuniões do Copom ocorriam mensalmente por volta do dia 20. Contudo, a partir do início de 2006, os encontros passaram a ocorrer a cada seis ou sete semanas. Sendo assim, tivemos que adotar o diagrama utilizado por Selva (2008), resumido a seguir:

- 1) Quando há reunião do Copom no mês corrente, temos duas possibilidades para o próximo mês:

- a) não haver reunião, e nesse caso obrigatoriamente terá que ocorrer reunião no mês posterior; ou,
- b) haverá reunião no mês seguinte e assim restariam duas possibilidades para o terceiro mês, ocorrer ou não nova reunião.

Assim, nos casos em que a próxima reunião estiver marcada para o mês seguinte – mês 2 conforme as equações (4) a (9)–, encontramos $S2$ da seguinte forma:

$$S2_{fech} = \frac{(1 + DIF2_{fech} \text{ dia Copom})^{d_2/252}}{(1 + CDI)^{1/252}} \quad (7)$$

$$S2_{abert} = (1 + DIF2_{abert} \text{ dia depois Copom})^{(d_2-1)/252} \quad (8)$$

$$S2 = \frac{\left(\frac{S2_{fech}}{(S1_{fech})^{K_2/(d_1-1)}} \right)^{252/H_2}}{\left(\frac{S2_{fech}}{(S1_{fech})^{K_2/(d_1-1)}} \right)^{252/H_2} \text{ Média}(CDI / SELIC)} \quad (9)$$

onde:

$DIF2_{fech}$ dia Copom 1: é a média da última meia hora de negociação da taxa do Contrato DI Futuro de 2º menor maturidade no dia em que será anunciada a decisão da reunião do Copom no mês corrente;

$DIF1_{abert}$ dia Copom 1: é a taxa determinada no leilão de abertura da negociação do Contrato DI Futuro de menor prazo no dia imediatamente posterior ao anúncio da decisão da reunião do Copom no mês corrente;

d_2 : dias úteis do Copom 1 até o vencimento de DI1F2;

K_2 : dias úteis entre a atual e a próxima reunião do Copom; e

$$S2_{fech} = \frac{(1 + DIF3_{fech} \text{ dia Copom})^{d_3/252}}{(1 + CDI)^{1/252}} \quad (10)$$

$$S2_{abert} = (1 + DIF2_{abert} \text{ dia depois Copom})^{(d_3-1)/252} \quad (11)$$

$$S2 = \frac{\left(\frac{S2_{fech}}{(S1_{fech})^{K_2/(d_3-1)}} \right)^{252/H_3}}{\left(\frac{S2_{abert}}{(S1_{fech})^{K_2/(d_3-1)}} \right)^{252/H_3} \text{Média}(CDI / SELIC)} \quad (12)$$

H2: dias úteis entre a próxima reunião do Copom e o vencimento de DI1F 2.

Caso não haja reunião do Copom agendada para acontecer no próximo mês – ou seja, só haverá novo encontro no mês 3 como ilustrado nas equações (10) a (12) –, adotamos a metodologia a seguir para cálculo de S2:

H3: dias úteis entre a próxima reunião do Copom e o vencimento de DI1F 3.

A tabela 3 apresenta os valores calculados para S1 e S2 em taxa ano com base em 252 dias úteis de acordo com a metodologia apresentada anteriormente para cada uma das datas em que houve reuniões do Copom consideradas no presente estudo. É possível notar que S1 e S2 foram consideravelmente maiores quando da ocasião da reunião extraordinária (Copom nº 76):

TABELA 3
Choques monetários

Copom nºs	SELIC Meta	S1	S2
67	19,00	0,0476	-0,1462
68	18,75	-0,0070	0,0508
69	18,50	0,2167	-0,3235
70	18,50	0,1498	-0,2237
71	18,50	-0,0572	-0,1955
72	18,50	0,0903	0,1978
73	18,00	-0,0273	-0,2074
74	18,00	-0,0670	-0,1544
75	18,00	-0,0693	-0,3314
76 ¹	21,00	1,3072	-1,3728
77	21,00	-0,1234	0,2203
78	22,00	-0,1212	-0,1026
79	25,00	-0,1848	-0,5311
80	25,50	-0,0047	0,0487
81	26,50	-0,2507	0,2266

(continua)

(continuação)

Copom n ^{os}	SELIC Meta	S1	S2
82	26,50	-0,0718	-0,2734
83	26,50	-0,0048	0,0788
84	26,50	0,0034	0,0446
85	26,00	0,0045	-0,0845
86	24,50	0,0399	-0,1896
87	22,00	0,1181	0,2326
88	20,00	-0,1362	-0,4781
89	19,00	0,1130	0,3587
90	17,50	-0,4676	0,2934
91	16,50	0,0666	-0,0638
92	16,50	0,3601	-0,7300
93	16,50	0,0561	-0,0087
94	16,25	-0,0788	0,1025
95	16,00	-0,0231	0,0095
96	16,00	0,0991	0,0030
97	16,00	-0,0299	0,0571
98	16,00	-0,0302	0,0267
99	16,00	-0,0068	0,2859
100	16,25	-0,0119	0,1420
101	16,75	0,1171	0,2507
102	17,25	-0,0439	-0,1962
103	17,75	0,0142	-0,2896
104	18,25	-0,0404	-0,2205
105	18,75	-0,0528	-0,0438
106	19,25	0,1148	0,3723
107	19,50	0,0420	-0,0634
108	19,75	0,0974	-0,1060
109	19,75	-0,0547	0,0014
110	19,75	0,0179	0,0067
111	19,75	0,0445	-0,1035
112	19,50	0,0049	0,0757
113	19,00	0,0095	0,0372
114	18,50	0,0151	-0,0811
115	18,00	0,0589	0,0347
116	17,25	0,0313	-0,0119

(continua)

(continuação)

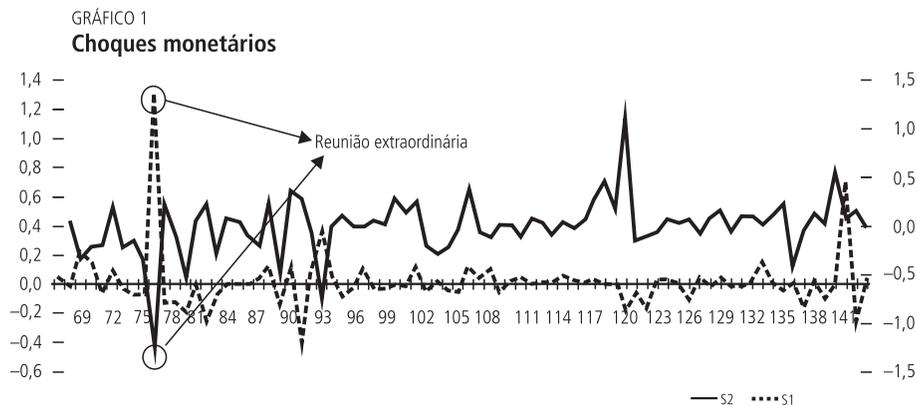
Copom nº ¹	SELIC Meta	S1	S2
117	16,50	0,0105	0,0710
118	15,75	0,0330	0,2744
119	15,25	-0,0017	0,4476
120	14,75	-0,0023	0,1904
121	14,25	-0,1766	1,1044
122	13,75	-0,0613	-0,1377
123	13,25	-0,1606	-0,0936
124	13,00	0,0286	-0,0648
125	12,75	0,0311	0,0703
126	12,50	0,0056	0,0343
127	12,00	-0,1056	0,0636
128	11,50	0,0433	-0,0633
129	11,25	-0,0091	0,0861
130	11,25	0,0392	0,1614
131	11,25	-0,0091	-0,0416
132	11,25	-0,0137	0,0996
133	11,25	0,0070	0,0962
134	11,75	0,1503	0,0228
135	12,25	0,0166	0,1168
136	13,00	-0,0422	0,2297
137	13,75	0,0037	-0,4096
138	13,75	-0,1550	-0,0480
139	13,75	0,0201	0,1343
140	12,75	-0,0878	0,0304
141	11,25	-0,0032	0,5444
142	10,25	0,6976	0,0926
143	9,25	-0,2537	0,1544
144	8,75	0,0397	-0,0105

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ¹ Reunião extraordinária.

É de se supor que o mercado tenha expectativa de que eventuais alterações na meta para os juros básicos ocorram somente nas datas pré-agendadas para as reuniões do Copom. Na amostra analisada houve apenas uma ocasião em que a decisão sobre os juros básicos se deu em data não esperada pelo mercado, foi a Reunião Extraordinária do Copom de nº 76 ocorrida em 14/10/2002. No gráfico 1

podemos perceber que as surpresas S1 e S2 tiveram amplitudes substancialmente maiores naquela data, indicando que realmente o mercado não esperava alteração da meta para os juros básicos naquele momento.



Sendo os Contratos de DI uma *proxy* da SELIC Meta, é normal a existência de pequenas distorções nos cálculos de S1 e S2 apresentados na tabela 4. Assim, consideramos oportuno classificar os valores encontrados em “houve surpresa”, e “não houve surpresa” tanto para S1 como para S2. O que está por trás deste raciocínio é que se valores pequenos, mas diferentes de zero, podem nos levar erroneamente a acreditar que o mercado foi parcialmente surpreendido numa situação em que todos os investidores corretamente anteciparam a decisão do Copom.

A classificação se houve ou não surpresa na decisão do Copom foi obtida pelo cálculo da mediana da amostra de S1. Em seguida calculamos seu desvio-padrão. Resultados inferiores à mediana menos um desvio-padrão ou superiores à mediana mais um desvio-padrão indicam que o mercado foi surpreendido, como representado no gráfico 2.

Já no caso da identificação, se o mercado reviu ou não sua expectativa para a próxima reunião do Copom, adotamos critério idêntico ao descrito acima sobre os valores de S2 da tabela 4 e estão ilustrados no gráfico 3.

Foram ao todo 21 surpresas, sendo que sete se referem à reunião do Copom recém-ocorrida (S1) e 14 relacionadas a revisões de expectativas para o Copom à frente (S2). Em três ocasiões, o mercado foi surpreendido tanto no momento atual (S1) como na perspectiva para reunião seguinte (S2).

GRÁFICO 2
Identificando choques monetários S1

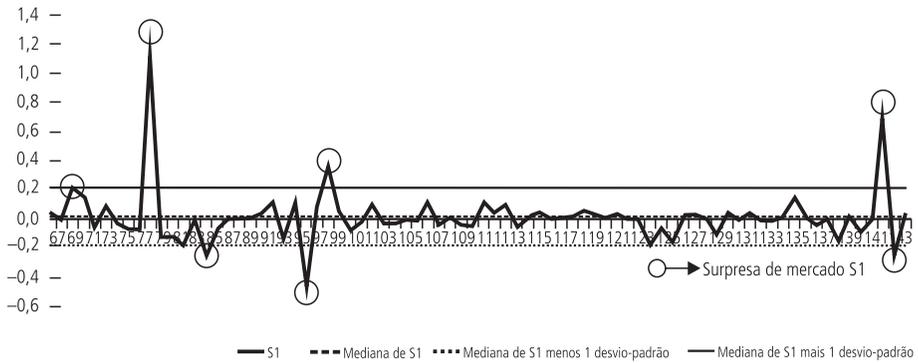
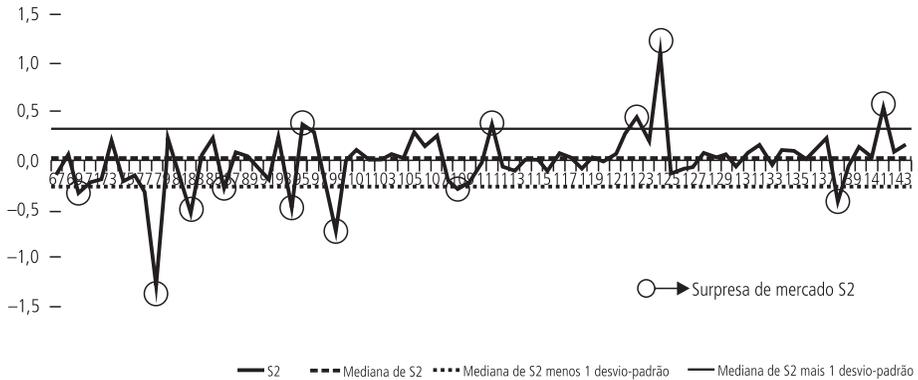


GRÁFICO 3
Identificando choques monetários S2



4 RELAÇÃO DOS CHOQUES MONETÁRIOS COM A ESTRUTURA A TERMO DAS TAXAS DE JUROS

No caso brasileiro, não podemos utilizar os títulos públicos prefixados sem cupom, que seriam as Letras do Tesouro Nacional (LTNs) como comumente se verifica em outros países, para a montagem da estrutura a termo das taxas de juros.

Devido a diversas crises vividas pela economia brasileira no período que compreende o estudo aqui apresentado, o Tesouro Nacional e o BCB foram levados a diminuir a colocação de títulos prefixados. Além disso, períodos como o vivido em 2002, durante a crise de desconfiança em relação a um novo governo que iria assumir a partir de 2003, levaram o próprio mercado a precificar certo risco de insolvência do governo central, como mostram Pastore e Pinotti (2004). Assim, as curvas de juros elaboradas a partir dos títulos públicos prefixados, ficaram distorcidas. Portanto consideramos mais adequado, para o caso brasileiro, utilizar os diversos

vencimentos dos Contratos de DI Futuro para a elaboração das diversas estruturas a termo utilizadas no presente trabalho.

Desta forma, para cada uma das datas em que houve decisão do Copom, utilizamos as taxas dos ajustes de fechamento dos Contratos de DI negociados na ocasião para a elaboração da estrutura a termo das taxas de juros projetadas pelo mercado nos períodos de 2, 3, 6, 9, 12, 15, 18 e 24 meses. Em seguida, realizamos procedimento análogo, só que agora a partir das taxas determinadas no leilão de abertura dos negócios de Contrato de DI do dia posterior ao do anúncio da decisão daquele comitê. Por último, calculamos a diferença entre as estruturas a termo de antes e de após o anúncio para cada um dos prazos mencionados.

A escolha desta janela (ajuste de fechamento e leilão de abertura), para o estudo de evento aqui apresentado, tem relação com a necessidade de compararmos o último instante do mercado antes de se conhecer a decisão do Copom com o primeiro momento após a sua divulgação. Ao estreitarmos a janela de tal forma, reduzimos a interferência de outros fatores econômicos em nossas análises. Nota-se que, diariamente, as taxas de fechamento dos Contratos de DI são extraídas do chamado ajuste de fechamento, que é o valor encontrado na média ponderada da última meio hora de negociação. Com relação à abertura dos negócios, há o chamado leilão de abertura. Assim não existe risco de a cotação de fechamento ou a abertura dos Contratos de DI estarem contaminadas por eventual distorção ou puxada de mercado. O anexo B ilustra todas as taxas a termo observadas para as diferentes maturidades calculadas no dia do anúncio do Copom bem como a diferenças entre elas. Todas as taxas foram expressas em termos anuais com base em 252 dias úteis.

Por fim, após os cálculos das variáveis S1, S2 e das variações pós-anúncio do Copom nas estruturas a termo das taxas de juros em diferentes maturidades, é possível resumir na tabela 4 as estatísticas descritivas destas variáveis:

TABELA 4
Estatísticas descritivas

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão	Curtose	Assimetria	Jarque Bera
S1	0,016910	0,003561	1,307204	-0,467649	0,199873	25,3536	3,8077	1.812,4570
S2	-0,002814	0,024756	1,104437	-1.372.834	0,293342	10,1593	-0,8117	175,1469
Δ 2 meses	0,008174	-0,009253	1,812095	-0,580475	0,238044	44,1730	5,3735	5.884,8180
Δ 3 meses	0,014232	-0,008013	1,850171	-0,578403	0,240490	45,3543	5,5742	6.234,0600
Δ 6 meses	-0,001814	-0,006365	1,078979	-0,535713	0,160133	29,3032	3,4754	2.405,5510
Δ 9 meses	-0,004726	-0,006528	0,810305	-0,525276	0,143428	17,1164	1,7764	688,6584
Δ 12 meses	-0,005664	-0,007625	0,806713	-0,510633	0,144243	16,2337	1,6214	603,3532
Δ 15 meses	0,005052	-0,004207	1,142886	-0,495846	0,177891	23,6714	3,0255	1.507,7500
Δ 18 meses	0,013784	-0,003898	1,312923	-0,485077	0,202282	23,7994	3,3567	1.552,4770
Δ 24 meses	0,049005	-0,000712	2,491183	-0,582247	0,368361	30,9393	4,8770	2.846,1640
una	0,730769	1,000000	1,000000	0,000000	0,446431	2,0827	-1,0405	16,809830

Fonte: Elaboração própria.

4.1 Análise empírica

O modelo aqui proposto procura relacionar a diferença nas estruturas a termo das taxas de juros em diversas maturidades com os elementos surpresas S1 e S2 como descritos anteriormente.

Assim, a análise empírica se baseia em regressões com o uso das variáveis diferenças nas estruturas a termos (de 2, 3, 6, 9, 12, 15, 18 e 24 meses) como variáveis dependentes e como regressores: choques não antecipados de política monetária, S1 e S2, sozinhas e interagindo com variáveis binárias indicando a existência ou não de um choque não antecipado de política monetária; uma variável binária indicando se a decisão do Copom foi unânime ou não interagindo com S1 e S2.

Para estimar a resposta às mudanças não esperadas na meta da SELIC nas estruturas a termo das taxas de juros, utilizamos inicialmente a equação básica a seguir:

$$\Delta ETTJ_n = \alpha + \beta_1 S_1 + \beta_2 S_2 + u_t \quad (13)$$

onde: $\Delta ETTJ_n$ é a variação na estrutura a termo das taxas de juros do fechamento do dia do anúncio do Copom e da abertura do dia seguinte a este evento; β_1 e β_2 são estimadores obtidos por MQO; α é o intercepto; e u_t é o erro-padrão.

Visando verificar se há conteúdo informacional nas decisões do Copom, adicionamos a variável binária unânime no modelo proposto interagindo com as variáveis S1 e S2:

$$\Delta ETTJ_n = \alpha + \beta_1 S_1 + \beta_2 S_2 + \beta_3 una * S1 + \beta_4 una * S2 + u_t \quad (14)$$

onde: *una* é uma variável binária que é igual a zero quando a decisão não foi unânime, e igual a 1 quando tiver sido unânime; β_1 e β_2 são estimadores obtidos por mínimos quadrados ordinários; α é o intercepto; e u_t é o erro-padrão.

A tabela 5 ilustra os resultados das regressões das equações (13) e (14).

Podemos notar que a diferença na estrutura a termos das taxas de juros em todas as maturidades analisadas se move na mesma direção que a surpresa de mercado do Copom recentemente acontecida. Contudo, em relação à revisão das expectativas para o próximo encontro daquele comitê, notamos que seus coeficientes têm sinais opostos e valores bem inferiores em módulo aos choques referentes à S1. Adicionalmente, podemos observar que enquanto as variáveis S1 se mantêm significativas ao longo de todos os vértices analisados, (valor-p baixo), as variáveis S2 são em vários vértices não significativas. Já com relação à introdução das variáveis binárias referentes à unanimidade ou não das decisões do Copom, notamos que, de maneira geral, os resultados anteriores se mantêm.

TABELA 5
Variáveis S1 e S2 sem interação

	2 meses	3 meses	6 meses	9 meses	12 meses	15 meses	18 meses	24 meses
Intercepto	-0,01 (0,53)	0,00 (0,98)	-0,01 (0,22)	-0,01 (0,56)	-0,01 (0,16)	-0,004 (0,65)	0,00 (0,89)	0,03 (0,25)
S1	0,80 (0,00)	0,82 (0,00)	0,56 (0,00)	0,47 (0,00)	0,47 (0,00)	1,078 (0,00)	0,69 (0,00)	1,20 (0,00)
S2	-0,28 (0,00)	-0,28 (0,00)	-0,15 (0,02)	-0,12 (0,05)	-0,11 (0,06)	0,087 (0,43)	-0,12 (0,13)	-0,07 (0,69)
Um*S1	-0,2 (0,35)	-0,28 (0,21)	-0,62 (0,00)	-0,68 (0,00)	-0,70 (0,001)	-0,65 (0,23)	-0,58 (0,02)	-0,54 (0,40)
Um*S2	(0,26)	-0,27 (0,09)	-0,14 (0,19)	-0,14 (0,20)	-0,21 (0,09)	-0,26 (0,07)	-0,26 (0,14)	-0,43 (0,34)
LM	0,47 (0,63)	0,39 (0,30)	1,23 (0,42)	0,60 (0,55)	1,42 (0,24)	1,42 (0,23)	2,95 (0,06)	2,81 (0,03)
White	63,98 (0,00)	16,18 (0,00)	103,6 (0,00)	26,11 (0,00)	15,36 (0,00)	3,50 (0,01)	15,44 (0,00)	6,12 (0,00)
R ² ajustado	0,79	0,79	0,74	0,64	0,60	0,66	0,60	0,26

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Modelos estimados via MQO com correção por Newey-West. As variáveis pendentes são as diferenças das estruturas a termo das taxas de juros em cada maturidade analisada, antes e após o anúncio do Copom, e expressas em taxas anuais com base em 252 dias úteis. Os parênteses contêm o valor-p da estatística-t e a linha DW contém a estatística Durbin-Watson. Os valores das estatísticas-F e dos valores-p entre parênteses podem ser observados para o teste de correlação serial Breusch-Godfrey (Lm) e de heterocedasticidade (White). As amostras contêm 78 observações que correspondem aos dias em que houve anúncio das decisões do Copom entre janeiro de 2002 e julho de 2009.

O modelo estimado com interação de variáveis binárias é similar ao modelo anterior apenas utilizando como regressores adicionais variáveis de interação para S1 e para S2 com as variáveis binárias que identificam choques monetários não antecipados. O modelo é o seguinte:

$$\Delta ETTJ_n = \alpha + \beta_1(S_1 * Dummy S_1) + \beta_2(S_2 * Dummy S_2) + u_t \quad (14)$$

onde: os estimadores β_1 e β_2 são obtidos por MQO, α é o intercepto e u_t é o erro-padrão.

Seguindo o mesmo raciocínio do modelo com regressores S1 e S2 apenas, incluímos a variável binária unânime para verificar a existência de conteúdo informacional no placar da decisão dos juros básicos:

$$\Delta ETTJ_n = \alpha + \beta_1(S_1 * Dummy S_1) + \beta_2(S_2 * Dummy S_2) + \beta_3 una * S1 * Dummy S_1 + \beta_4 una * S1 * Dummy S_2 + u_t \quad (15)$$

A tabela 6 ilustra os resultados das regressões dos modelos descritos nas equações (14) e (15).

Igualmente ao modelo anterior, há uma correlação maior das estruturas a termo de menor prazo com as surpresas do mercado e esta correlação vai diminuindo com o aumento da maturidade. Além disso, ainda de acordo com o modelo apresentado anteriormente, o coeficiente do termo referente à surpresa ao Copom corrente apresenta sinal positivo, o que significa dizer que estas se movimentam na mesma direção que as estruturas a termo das diversas maturidades. Além disso, podemos mais uma vez observar que, enquanto as variáveis referentes às surpresas correntes se mantêm significativas ao longo de todos os vértices analisados (valor p baixo), as revisões de expectativas para os próximos encontros do Copom não são significativas nos prazos iguais ou superiores a seis meses. A introdução das variáveis binárias referentes à decisão de ter sido ou não unânime neste modelo não alterou de forma geral os resultados sem sua inclusão.

Podemos concluir que a surpresa de juros corrente, S1, é estatisticamente significativa e afeta de forma positiva a estrutura a termo de juros em todos os vértices. O mesmo não ocorre com a surpresa S2 de revisão da SELIC para a próxima reunião que, especialmente para vértices mais longos, não apresenta relação estatisticamente significativa com a estrutura a termo DI.

TABELA 6
Variáveis S1 e S2 com interação com variáveis *dummies* indicativas de choques

	2 meses	3 meses	6 meses	9 meses	12 meses	15 meses	18 meses	24 meses								
Intercepto	-0,02 (0,20)	-0,014 (0,17)	-0,008 (0,41)	-0,02 (0,11)	-0,012 (0,16)	-0,013 (0,16)	-0,007 (0,52)	0,00 (0,80)	-0,0048 (0,97)	0,03 (0,37)	0,029 (0,41)					
S1*DS1	0,88 (0,00)	0,89 (0,00)	1,024 (0,00)	0,61 (0,00)	1,11 (0,00)	1,066 (0,00)	0,49 (0,00)	1,01 (0,00)	1,045 (0,00)	0,70 (0,00)	1,08 (0,00)	0,81 (0,01)	1,0098 (0,056)			
S2*DS2	-0,25 (0,03)	-0,11 (0,02)	-0,11 (0,02)	-0,11 (0,18)	0,09 (0,18)	-0,08 (0,67)	-0,08 (0,20)	-0,002 (0,95)	-0,11 (0,11)	-0,007 (0,89)	-0,12 (0,15)	0,0011 (0,86)	-0,17 (0,11)	-0,0023 (0,89)		
Um*S1*DS1	(0,70)	-0,78 (0,00)	-0,60 (0,00)	-0,98 (0,00)	-0,97 (0,00)	-0,97 (0,00)	-0,97 (0,0)	-1,03 (0,001)								
Um*S2*DS2	(0,89)	-0,93 (0,00)	-0,23 (0,12)	-0,47 (0,00)	-0,53 (0,00)	-0,70 (0,0)	-0,70 (0,0)	-0,84 (0,00)								
LM	1,71 (0,19)	1,07 (0,37)	2,20 (0,12)	1,28 (0,28)	2,75 (0,07)	2,66 (0,02)	1,56 (0,22)	2,98 (0,02)	3,94 (0,0)	2,56 (0,08)	3,90 (0,02)	3,99 (0,05)	4,45 (0,02)	4,30 (0,03)	2,69 (0,18)	1,61 (0,18)
White	95,67 (0,00)	19,79 (0,00)	210,3 (0,00)	21,59 (0,00)	189,8 (0,00)	15,08 (0,03)	44,26 (0,00)	15,09 (0,0)	24,16 (0,00)	4,00 (0,00)	22,97 (0,00)	6,33 (0,001)	13,58 (0,00)	5,22 (0,001)	0,06 (1,00)	0,034 (0,99)
R ² Ajustado	0,75	0,85	0,76	0,86	0,66	0,42	0,56	0,72	0,52	0,67	0,57	0,70	0,53	0,66	0,22	0,25

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Modelos estimados via MQO com correção por Newey-West. As variáveis pendentes são as diferenças das estruturas a termo das taxas de juros em cada maturidade analisada, antes e após o anúncio do Copom, e expressas em taxas anuais com base em 252 dias úteis. Os parênteses contêm o valor-p da estatística e a linha DW contém a estatística Durbin-Watson. Os valores das estatísticas-F e dos valores-p entre parênteses podem ser observados para o teste de correlação serial Breusch-Godfrey (Lm) e de heterocedasticidade (White). As amostras contêm 78 observações que correspondem aos dias em que houve anúncio das decisões do Copom entre janeiro de 2002 e julho de 2009.

De maneira geral, nossos resultados sobre a correlação entre choques não antecipados de política monetária e a estrutura a termo de juros estão em linha com uma vasta literatura empírica sobre o assunto. Podemos citar como trabalhos internacionais com resultados semelhantes aos nossos: Selva (2008), Kuttner (2001) e Estrella e Mishkin (1995), entre outros. No caso de artigos para o Brasil, Tabak (2004) e Tabak e Tabata (2005) apresentam resultados parecidos com os nossos também. É bom lembrar que a definição de choques monetários não antecipados nesses artigos é distinta daquela que usamos aqui.

5 CONCLUSÕES

Neste artigo, adaptamos Kuttner (2001) para o Brasil. Para identificar os choques não antecipados de política monetária construímos uma metodologia original usando o mercado de Contratos de DI Futuro. Definimos dois tipos de surpresas, S1 e S2. A primeira representa a diferença entre o que o mercado esperava e o que realmente aconteceu após cada anúncio do Copom. A segunda representa o quanto o mercado reviu sua expectativa presente para a meta da taxa SELIC do próximo encontro do Copom após tomar conhecimento da decisão da reunião recentemente acontecida.

Em seguida, calculamos as correlações dessas surpresas com as alterações nas estruturas a termo das taxas de juros com maturidades de 2, 3, 6, 9, 12, 15, 18 e 24 meses dos contratos futuros de DI.

Constatamos que, durante o período do estudo aqui analisado, não apenas o mercado não foi surpreendido na maior parte das vezes, assim como o BCB foi capaz de, através da determinação da meta para o juro básico de curtíssimo prazo, influenciar a estrutura a termo das taxas de juros. Embora esta influência vá diminuindo conforme se aumenta o prazo analisado, ela é significativa até na curva de juros, pelo menos, de dois anos à frente. Esta capacidade é de crucial importância para a condução do sistema de metas, pois permite um melhor balizamento das expectativas dos diversos agentes econômicos.

Os resultados sugerem que o BCB tem sido capaz de influenciar a estrutura a termo das taxas de juros nas maturidades estudadas. Cremos que futuros trabalhos que examinem uma janela de tempo mais dilatada, e que comparem diversos subperíodos levando ainda em consideração maturidades maiores, podem também ser úteis para o maior conhecimento sobre o tema.

ABSTRACT

This paper has two objectives. One is to identify non anticipated monetary shocks using Future Contracts of DI. The second objective is to study the relation between these shocks and the term structure of interest rate. Our empirical evidence suggests that, albeit in a partial manner, the market anticipates most interest rate decisions of the Central Bank. We also show that, in general, non anticipated monetary shocks are capable of affecting the term structure of interest rates.

Keywords: SELIC Target, Copom, Term Structure, DI, Monetary Policy

REFERÊNCIAS

- BERNANKE, B.; MISHKIN, F. Inflation targeting: a new framework for monetary policy. **Journal of Economic Perspectives**, v. 11, 1997.
- BERNANKE, B. S.; REINHART, V. R.; SACK, P. B. **An empirical assessment of monetary policy alternatives at the Zero Bound**. Presented at the Brookings Panel on Economic Activity, Sept. 9-10 2004.
- COOK, T.; HAHN, T. Federal reserve information and the behavior of interest rates. **Journal of Monetary Economics**, v. 24, p. 331-351, 1989.
- ESTRELLA, A.; MISHKIN, F. **The term structure of interest rates and its role in monetary policy for the European Central Bank**. National Bureau of Economic Research, 1995 (Working Paper, n. 5.279).
- FAMA, E. F. Term-structure forecasts of interest rates, inflation and real return. **Journal of Monetary Economics**, n. 25, p. 59-76, 1990.
- HAMILTON, J.; KIM, D. A re-examination of the predictability of the yield spread for real economic activity. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 34, p. 340-360, 2002.
- KUTTNER, K. Monetary policy surprises and interest rates: evidence from the fed funds futures market. **Journal of Monetary Economics**, v. 47, p. 447-476, 2001.
- MISHKIN, F. S. **Inflation targeting in emerging market countries**. National Bureau of Economic Research, 2000 (Working Paper Series, n. 7.618).
- PASTORE, A. F.; PINOTTI, M. C. **Estabilidade e crescimento**. Rio de Janeiro: XVI Fórum Nacional, 2004 (Estudos e Pesquisas, n.63).
- ROLEY, V. V.; SELTON JÚNIOR, G. H. Monetary policy actions and long-term interest rates. **Economic Review**, Federal Reserve Bank of Kansas City, v. 8, n. 4, p. 73-89, 1995.
- RUDEBUSCH, G. Federal reserve interest rate targeting, rational expectations and the term structure. **Journal of Monetary Economics**, v. 35, p. 245-274, 1995.
- SELVA, D. Monetary policy surprises and the expectations hypothesis at the short end of the yield curve. **Economics Letters**, Elsevier, v. 101, n. 1, 2008.
- _____; JORDA, O. The response of term rates to Fed announcements. **Journal of Money, Credit and Banking**, Blackwell Publishing, v. 36, n. 3, p. 387-405, June 2004.
- TABAK, B. Monetary policy surprises and the Brazilian term structure of interest rates. **Journal of Policy Modeling**, v. 26, p. 283-287, 2004.

_____; TABATA, A. Testando o conteúdo informacional das decisões de política monetária. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 34, n. 2, 2005.

WOODFORD, M. **Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy**. Princeton University Press, 2004.

(Originais submetidos em janeiro de 2010. Última versão recebida em abril de 2011. Aprovada em setembro de 2011).

ANEXO A

TABELA A.1

Histórico das metas para SELIC fixadas pelo Copom

Número	Reunião		Período de vigência		Meta SELIC % a.a.
	Data término	Viés	De:	Até:	
67	23/01/2002	-	24/01/2002	20/02/2002	19,00
68	20/02/2002	-	21/02/2002	20/03/2002	18,75
69	20/03/2002	-	21/03/2002	17/04/2002	18,50
70	17/04/2002	-	18/04/2002	22/05/2002	18,50
71	22/05/2002	-	23/05/2002	19/06/2002	18,50
72	19/06/2002	baixa	20/06/2002	17/07/2002	18,50
73	17/07/2002	-	18/07/2002	21/08/2002	18,00
74	21/08/2002	baixa	22/08/2002	18/09/2002	18,00
75	18/09/2002	-	19/09/2002	14/10/2002	18,00
76 ¹	14/10/2002	-	15/10/2002	23/10/2002	21,00
77	23/10/2002	-	24/10/2002	20/11/2002	21,00
78	20/11/2002	-	21/11/2002	18/12/2002	22,00
79	18/12/2002	-	19/12/2002	22/01/2003	25,00
80	22/01/2003	-	23/01/2003	19/02/2003	25,50
81	19/02/2003	-	20/02/2003	19/03/2003	26,50
82	19/03/2003	alta	20/03/2003	23/04/2003	26,50
83	23/04/2003	-	24/04/2003	21/05/2003	26,50
84	21/05/2003	-	22/05/2003	18/06/2003	26,50
85	18/06/2003	-	19/06/2003	23/07/2003	26,00
86	23/07/2003	-	24/07/2003	20/08/2003	24,50
87	20/08/2003	-	21/08/2003	17/09/2003	22,00
88	17/09/2003	-	18/09/2003	22/10/2003	20,00
89	22/10/2003	-	23/10/2003	19/11/2003	19,00
90	19/11/2003	-	20/11/2003	17/12/2003	17,50
91	17/12/2003	-	18/12/2003	21/01/2004	16,50

(continua)

(continuação)

Número	Reunião		Período de vigência		Meta SELIC % a.a.
	Data término	Viés	De:	Até:	
92	21/01/2004	-	22/01/2004	18/02/2004	16,50
93	18/02/2004	-	19/02/2004	17/03/2004	16,50
94	17/03/2004	-	18/03/2004	14/04/2004	16,25
95	14/04/2004	-	15/04/2004	19/05/2004	16,00
96	19/05/2004	-	20/05/2004	16/06/2004	16,00
97	16/06/2004	-	17/06/2004	21/07/2004	16,00
98	21/07/2004	-	22/07/2004	18/08/2004	16,00
99	18/08/2004	-	19/08/2004	15/09/2004	16,00
100	15/09/2004	-	16/09/2004	20/10/2004	16,25
101	20/10/2004	-	21/10/2004	17/11/2004	16,75
102	17/11/2004	-	18/11/2004	15/12/2004	17,25
103	15/12/2004	-	16/12/2004	19/01/2005	17,75
104	19/01/2005	-	20/01/2005	16/02/2005	18,25
105	16/02/2005	-	17/02/2005	16/03/2005	18,75
106	16/03/2005	-	17/03/2005	21/04/2005	19,25
107	20/04/2005	-	22/04/2005	18/05/2005	19,50
108	18/05/2005	-	19/05/2005	15/06/2005	19,75
109	15/06/2005	-	16/06/2005	20/07/2005	19,75
110	20/07/2005	-	21/07/2005	17/08/2005	19,75
111	17/08/2005	-	18/08/2005	14/09/2005	19,75
112	14/09/2005	-	15/09/2005	19/10/2005	19,50
113	19/10/2005	-	20/10/2005	23/11/2005	19,00
114	23/11/2005	-	24/11/2005	14/12/2005	18,50
115	14/12/2005	-	15/12/2005	18/01/2006	18,00
116	18/01/2006	-	19/01/2006	08/03/2006	17,25
117	08/03/2006	-	09/03/2006	19/04/2006	16,50
118	19/04/2006	-	20/04/2006	31/05/2006	15,75
119	31/05/2006	-	01/06/2006	19/07/2006	15,25
120	19/07/2006	-	20/07/2006	30/08/2006	14,75
121	30/08/2006	-	31/08/2006	18/10/2006	14,25
122	18/10/2006	-	19/10/2006	29/11/2006	13,75
123	29/11/2006	-	30/11/2006	24/01/2007	13,25
124	24/01/2007	-	25/01/2007	07/03/2007	13,00
125	07/03/2007	-	08/03/2007	18/04/2007	12,75

(continua)

(continuação)

Número	Reunião		Período de vigência		Meta SELIC % a.a.
	Data término	Viés	De:	Até:	
126	18/04/2007	-	19/04/2007	06/06/2007	12,50
127	06/06/2007	-	07/06/2007	18/07/2007	12,00
128	18/07/2007	-	19/07/2007	05/09/2007	11,50
129	05/09/2007	-	06/09/2007	17/10/2007	11,25
130	17/10/2007	-	18/10/2007	05/12/2007	11,25
131	05/12/2007	-	06/12/2007	23/01/2008	11,25
132	23/01/2008	-	24/01/2008	05/03/2008	11,25
133	05/03/2008	-	06/03/2008	16/04/2008	11,25
134	16/04/2008	-	17/04/2008	04/06/2008	11,75
135	04/06/2008	-	05/06/2008	23/07/2008	12,25
136	23/07/2008	-	24/07/2008	10/09/2008	13,00
137	10/09/2008	-	11/09/2008	29/10/2008	13,75
138	29/10/2008	-	30/10/2008	10/12/2008	13,75
139	10/12/2008	-	11/12/2008	21/01/2009	13,75
140	21/01/2009	-	22/01/2009	11/03/2009	12,75
141	11/03/2009	-	12/03/2009	29/04/2009	11,25
142	29/04/2009	-	30/04/2009	10/06/2009	10,25
143	10/06/2009	-	11/06/2009	22/07/2009	9,25
144	22/07/2009	-	23/07/2009	02/09/2009	8,75

Fonte: BCB.

Nota: ¹ Reunião Extraordinária.

ANEXO B

TABELA B.1

ETJ nas datas dos Copoms em diferentes maturidades

Copom nº	2 meses	3 meses	6 meses	9 meses	12 meses	15 meses	18 meses	24 meses
Antes anúncio	18,9245	18,9221	18,9708	19,0835	19,2594	19,4871	19,7492	20,3017
67 Após anúncio	18,9795	18,9597	19,0345	19,2103	19,4050	19,6410	19,9017	20,4611
Diferença	0,0550	0,0376	0,0638	0,1268	0,1456	0,1539	0,1525	0,1593
Antes anúncio	18,8086	18,7801	18,7493	18,8104	18,9384	19,1195	19,3390	19,8184
68 Após anúncio	18,7983	18,7322	18,7307	18,7993	18,9213	19,0626	19,2211	19,6234
Diferença	-0,0102	-0,0480	-0,0186	-0,0111	-0,0171	-0,0569	-0,1179	-0,1950
Antes anúncio	18,1471	18,0850	17,9302	17,8903	17,9243	18,0013	18,1036	18,3693
69 Após anúncio	18,3462	18,2812	18,0537	17,9792	17,9939	18,0915	18,2224	18,4964
Diferença	0,1991	0,1961	0,1235	0,0890	0,0697	0,0902	0,1187	0,1271
Antes anúncio	18,2519	18,2465	18,2475	18,2722	18,3327	18,4255	18,5301	18,8099
70 Após anúncio	18,4369	18,4341	18,3699	18,3538	18,4077	18,5723	18,7742	19,1023
Diferença	0,1850	0,1876	0,1224	0,0816	0,0750	0,1468	0,2441	0,2924
Antes anúncio	18,3786	18,4168	18,6179	18,9401	19,3837	19,8781	20,3594	21,2870
71 Após anúncio	18,3845	18,4228	18,6192	18,9090	19,3428	19,8105	20,2677	21,1501
Diferença	0,0059	0,0060	0,0013	-0,0310	-0,0409	-0,0676	-0,0917	-0,1368
Antes anúncio	18,9517	19,2778	21,2746	23,0030	24,3637	25,4078	26,0691	25,5456
72 Após anúncio	18,9746	19,3246	21,3362	23,1391	24,5211	25,6240	26,5510	28,0368
Diferença	0,0229	0,0468	0,0616	0,1361	0,1574	0,2162	0,4819	2,4912
Antes anúncio	18,3728	18,6259	20,1723	21,6775	22,8414	23,8699	24,7489	26,2847
73 Após anúncio	18,3486	18,5571	20,0458	21,4594	22,5486	23,4869	24,3784	25,7024
Diferença	-0,0242	-0,0688	-0,1265	-0,2181	-0,2928	-0,3830	-0,3705	-0,5822

(continua)

(continuação)		2 meses	3 meses	6 meses	9 meses	12 meses	15 meses	18 meses	24 meses
	Copom nº								
	Antes anúncio	18,6248	19,0821	20,8541	22,0670	22,9934	23,7527	24,3849	25,4051
74	Após anúncio	18,6295	19,1021	20,9110	22,1768	23,1560	23,9305	24,5516	25,6209
	Diferença	0,0047	0,0201	0,0569	0,1098	0,1626	0,1777	0,1667	0,2158
	Antes anúncio	18,8693	19,4439	21,2671	22,3494	23,1773	23,8571	24,4557	25,5079
75	Após anúncio	18,8436	19,4049	21,1381	22,1371	22,9300	23,6232	24,2019	25,6193
	Diferença	-0,0257	-0,0390	-0,1290	-0,2124	-0,2473	-0,2339	-0,2538	0,1114
	Antes anúncio	21,9333	22,6060	24,4908	25,8836	27,0740	28,1030	29,2113	30,9045
76 ¹	Após anúncio	23,7454	24,4562	25,5697	26,6939	27,8807	29,2458	30,5242	32,6052
	Diferença	1,8121	1,8502	1,0790	0,8103	0,8067	1,1429	1,3129	1,7007
	Antes anúncio	22,3395	22,8421	24,0590	25,0972	26,0996	27,0763	27,9452	29,5233
77	Após anúncio	22,1885	22,7183	23,9114	24,9848	26,0267	27,0037	27,8842	29,4887
	Diferença	-0,1510	-0,1239	-0,1476	-0,1125	-0,0729	-0,0726	-0,0610	-0,0346
	Antes anúncio	22,7666	23,2031	24,7019	25,9874	27,1161	28,1510	29,1256	30,8431
78	Após anúncio	22,7574	23,2172	24,7151	25,9715	27,0905	28,1133	29,0699	30,7492
	Diferença	-0,0092	0,0141	0,0132	-0,0159	-0,0256	-0,0377	-0,0557	-0,0939
	Antes anúncio	25,2626	25,5354	26,1384	26,5481	26,9345	27,2948	27,7848	28,8302
79	Após anúncio	25,3557	25,6767	26,2260	26,6765	26,9734	27,3332	27,7351	28,6522
	Diferença	0,0931	0,1413	0,0876	0,1284	0,0389	0,0384	-0,0497	-0,1780
	Antes anúncio	25,4566	25,4954	25,6285	25,8333	26,0991	26,3802	26,6577	27,1985
80	Após anúncio	25,4847	25,5181	25,6516	25,8679	26,1380	26,4443	26,7807	27,3743
	Diferença	0,0281	0,0227	0,0232	0,0346	0,0389	0,0642	0,1230	0,1758

(continua)

(continuação)		2 meses	3 meses	6 meses	9 meses	12 meses	15 meses	18 meses	24 meses
	Copom nº								
	Antes anúncio	27,0603	27,2747	27,8927	28,2681	28,5849	28,9064	29,2529	29,9518
81	Após anúncio	26,9362	27,1907	27,7451	28,1019	28,4616	28,8638	29,2784	30,0770
	Diferença	-0,1241	-0,0840	-0,1476	-0,1661	-0,1233	-0,0426	0,0255	0,1252
	Antes anúncio	26,7773	26,8532	27,0193	27,1243	27,1913	27,3317	27,5125	27,9372
82	Após anúncio	26,8379	26,9046	27,0234	27,1137	27,2722	27,4533	27,6762	28,1308
	Diferença	0,0606	0,0514	0,0041	-0,0106	0,0809	0,1215	0,1636	0,1936
	Antes anúncio	26,0463	25,8698	25,3969	25,1587	25,0448	24,9880	24,9787	24,9960
83	Após anúncio	26,0106	25,8428	25,3409	25,0972	24,9974	24,9582	24,9277	24,9532
	Diferença	-0,0357	-0,0270	-0,0561	-0,0615	-0,0474	-0,0298	-0,0510	-0,0428
	Antes anúncio	25,9317	25,7738	25,1225	24,6274	24,2534	23,9671	23,7586	23,5119
84	Após anúncio	25,9141	25,7520	25,0957	24,6109	24,2461	23,9428	23,7136	23,4154
	Diferença	-0,0176	-0,0218	-0,0268	-0,0165	-0,0073	-0,0243	-0,0450	-0,0966
	Antes anúncio	25,4862	25,2659	24,3769	23,7720	23,3208	22,9812	22,7292	22,4264
85	Após anúncio	25,4901	25,2785	24,3900	23,8108	23,3591	23,0109	22,7735	22,4440
	Diferença	0,0038	0,0126	0,0130	0,0388	0,0383	0,0296	0,0443	0,0175
	Antes anúncio	23,7661	23,5152	22,7479	22,1682	21,7582	21,4793	21,2949	21,0797
86	Após anúncio	23,7079	23,4776	22,7298	22,1488	21,7374	21,4663	21,3027	21,1072
	Diferença	-0,0583	-0,0376	-0,0181	-0,0194	-0,0208	-0,0130	0,0078	0,0275
	Antes anúncio	21,4395	21,2304	20,7474	20,5330	20,4414	20,4099	20,4163	20,5782
87	Após anúncio	21,3662	21,1796	20,7159	20,5127	20,4327	20,4120	20,4223	20,5251
	Diferença	-0,0732	-0,0508	-0,0315	-0,0203	-0,0087	0,0021	0,0060	-0,0530

(continua)

(continuação)		2 meses	3 meses	6 meses	9 meses	12 meses	15 meses	18 meses	24 meses
	Copom nº								
	Antes anúncio	19,4708	19,3077	18,8809	18,6745	18,5720	18,5164	18,4938	18,5136
88	Após anúncio	19,3621	19,2197	18,8012	18,6179	18,5465	18,4991	18,4888	18,5350
	Diferença	-0,1087	-0,0880	-0,0797	-0,0565	-0,0255	-0,0173	-0,0050	0,0215
	Antes anúncio	18,4360	18,2984	17,9688	17,7875	17,6860	17,6292	17,6017	17,5937
89	Após anúncio	18,4461	18,3444	18,0443	17,8269	17,7055	17,6397	17,6206	17,6344
	Diferença	0,0101	0,0460	0,0755	0,0394	0,0195	0,0105	0,0189	0,0406
	Antes anúncio	17,5736	17,4642	17,2538	17,1736	17,1546	17,1662	17,1956	17,2784
90	Após anúncio	16,9932	16,8858	16,7181	16,6483	16,6440	16,6704	16,7105	16,8171
	Diferença	-0,5805	-0,5784	-0,5357	-0,5253	-0,5106	-0,4958	-0,4851	-0,4613
	Antes anúncio	16,0356	15,9459	15,7642	15,7252	15,7279	15,7642	15,8066	15,8960
91	Após anúncio	16,0642	15,9828	15,7896	15,7396	15,7382	15,7658	15,8027	15,8926
	Diferença	0,0286	0,0369	0,0254	0,0144	0,0104	0,0016	-0,0039	-0,0034
	Antes anúncio	15,7266	15,6833	15,5294	15,4274	15,3695	15,3340	15,3198	15,3388
92	Após anúncio	16,0096	16,0329	15,8185	15,7967	15,6762	15,7010	15,7048	15,6868
	Diferença	0,2830	0,3496	0,2891	0,3692	0,3067	0,3670	0,3850	0,3480
	Antes anúncio	16,0728	16,0196	15,8513	15,7416	15,6618	15,6043	15,5680	15,5341
93	Após anúncio	16,1081	16,0731	15,8858	15,7610	15,7068	15,6725	15,6297	15,6281
	Diferença	0,0352	0,0535	0,0345	0,0195	0,0450	0,0682	0,0617	0,0940
	Antes anúncio	15,9969	15,9318	15,7390	15,6139	15,5206	15,4587	15,4158	15,4098
94	Após anúncio	15,9000	15,8544	15,6869	15,5736	15,4409	15,3520	15,3143	15,2928
	Diferença	-0,0969	-0,0774	-0,0521	-0,0404	-0,0797	-0,1068	-0,1015	-0,1170

(continua)

(continuação)		2 meses	3 meses	6 meses	9 meses	12 meses	15 meses	18 meses	24 meses
	Copom nº								
	Antes anúncio	15,7357	15,6943	15,5665	15,4891	15,4618	15,4610	15,4812	15,5592
95	Após anúncio	15,7071	15,6719	15,5378	15,4555	15,4391	15,4456	15,4739	15,5696
	Diferença	-0,0286	-0,0224	-0,0287	-0,0336	-0,0227	-0,0154	-0,0073	0,0104
	Antes anúncio	15,6407	15,6955	16,1411	16,5490	16,8979	17,1937	17,4537	17,9051
96	Após anúncio	15,7286	15,8047	16,2519	16,6477	17,0229	17,4131	17,7219	18,3014
	Diferença	0,0879	0,1092	0,1108	0,0987	0,1250	0,2194	0,2682	0,3963
	Antes anúncio	15,8147	15,8836	16,3471	16,7024	16,9784	17,2021	17,3924	17,7162
97	Após anúncio	15,7859	15,8669	16,3404	16,6978	16,9648	17,1780	17,3593	17,7142
	Diferença	-0,0288	-0,0167	-0,0067	-0,0046	-0,0137	-0,0242	-0,0330	-0,0020
	Antes anúncio	15,8500	15,9038	16,1791	16,3931	16,5453	16,6684	16,7855	16,9955
98	Após anúncio	15,8228	15,8828	16,1793	16,4058	16,5825	16,7216	16,8314	17,0568
	Diferença	-0,0271	-0,0210	0,0002	0,0127	0,0372	0,0532	0,0459	0,0613
	Antes anúncio	15,9002	15,9853	16,3968	16,6979	16,9137	17,0797	17,2175	17,4701
99	Após anúncio	15,8352	15,9400	16,3709	16,6576	16,8683	17,0394	17,1658	17,3771
	Diferença	-0,0650	-0,0453	-0,0259	-0,0403	-0,0454	-0,0403	-0,0517	-0,0930
	Antes anúncio	16,2952	16,4052	16,7784	17,0248	17,2027	17,3369	17,4470	17,6190
100	Após anúncio	16,2647	16,3806	16,7689	17,0184	17,1728	17,3084	17,4178	17,5960
	Diferença	-0,0305	-0,0246	-0,0095	-0,0063	-0,0299	-0,0285	-0,0292	-0,0230
	Antes anúncio	16,6380	16,7101	16,9542	17,1118	17,2077	17,2730	17,3285	17,4451
101	Após anúncio	16,6757	16,7936	17,0193	17,1730	17,2899	17,3441	17,4074	17,5091
	Diferença	0,0376	0,0835	0,0652	0,0612	0,0822	0,0712	0,0789	0,0640

(continua)

(continuação)		2 meses	3 meses	6 meses	9 meses	12 meses	15 meses	18 meses	24 meses
	Copom nº								
	Antes anúncio	17,3188	17,3849	17,5498	17,6197	17,6392	17,6394	17,6345	17,6342
102	Após anúncio	17,3776	17,4516	17,5946	17,6581	17,6768	17,6823	17,6862	17,6834
	Diferença	0,0588	0,0668	0,0449	0,0383	0,0376	0,0429	0,0516	0,0492
	Antes anúncio	17,6705	17,7090	17,7430	17,7162	17,6574	17,5880	17,5285	17,4377
103	Após anúncio	17,7688	17,7971	17,7929	17,7804	17,7132	17,6443	17,5898	17,5079
	Diferença	0,0983	0,0881	0,0499	0,0641	0,0557	0,0563	0,0613	0,0702
	Antes anúncio	18,3599	18,4210	18,5188	18,5306	18,4750	18,3957	18,3210	18,1865
104	Após anúncio	18,3964	18,4587	18,5563	18,5703	18,5171	18,4655	18,4178	18,2737
	Diferença	0,0364	0,0376	0,0375	0,0397	0,0420	0,0698	0,0968	0,0871
	Antes anúncio	18,8885	18,9666	19,0820	19,0735	18,9994	18,9007	18,7858	18,5433
105	Após anúncio	18,8833	18,9526	19,0722	19,0675	18,9804	18,8664	18,7367	18,4585
	Diferença	-0,0052	-0,0140	-0,0098	-0,0061	-0,0190	-0,0343	-0,0491	-0,0848
	Antes anúncio	19,0469	19,0665	19,0726	19,0002	18,8934	18,7780	18,6664	18,4304
106	Após anúncio	19,1795	19,2025	19,1447	19,0466	18,9277	18,8833	18,8161	18,5652
	Diferença	0,1326	0,1360	0,0721	0,0463	0,0343	0,1053	0,1497	0,1348
	Antes anúncio	19,4533	19,4879	19,5252	19,4809	19,4010	19,3180	19,2215	19,0114
107	Após anúncio	19,5283	19,5646	19,5878	19,5427	19,4608	19,3710	19,2666	19,0392
	Diferença	0,0750	0,0767	0,0626	0,0617	0,0599	0,0530	0,0451	0,0279
	Antes anúncio	19,6376	19,6535	19,5969	19,4638	19,3007	19,1337	18,9730	18,6851
108	Após anúncio	19,7702	19,7938	19,6839	19,5662	19,4117	19,2402	19,0756	18,7632
	Diferença	0,1326	0,1403	0,0870	0,1024	0,1110	0,1065	0,1027	0,0781

(continua)

(continuação)		2 meses	3 meses	6 meses	9 meses	12 meses	15 meses	18 meses	24 meses
	Copom nº								
	Antes anúncio	19,7807	19,7727	19,5800	19,3107	19,0529	18,8316	18,6391	18,3417
109	Após anúncio	19,7257	19,7205	19,5166	19,2597	19,0062	18,7846	18,6004	18,2998
	Diferença	-0,0550	-0,0522	-0,0634	-0,0510	-0,0467	-0,0470	-0,0387	-0,0419
	Antes anúncio	19,6295	19,5820	19,3017	19,0010	18,7541	18,5579	18,3855	18,1090
110	Após anúncio	19,6440	19,5984	19,3180	19,0120	18,7635	18,5672	18,3941	18,1201
	Diferença	0,0145	0,0164	0,0163	0,0110	0,0094	0,0093	0,0086	0,0111
	Antes anúncio	19,5028	19,4288	19,0678	18,7870	18,5843	18,4345	18,3121	18,1028
111	Após anúncio	19,5797	19,5134	19,1469	18,8730	18,6713	18,5126	18,3949	18,2095
	Diferença	0,0769	0,0846	0,0792	0,0861	0,0871	0,0782	0,0828	0,1067
	Antes anúncio	19,4009	19,3221	18,9800	18,7275	18,5258	18,3566	18,2095	17,9357
112	Após anúncio	19,3814	19,3042	18,9651	18,7170	18,5116	18,3391	18,1871	17,8968
	Diferença	-0,0195	-0,0179	-0,0149	-0,0106	-0,0142	-0,0174	-0,0224	-0,0389
	Antes anúncio	18,9952	18,9129	18,6517	18,4623	18,3267	18,2099	18,1117	17,9297
113	Após anúncio	18,9821	18,9028	18,6456	18,4303	18,2345	18,1347	18,0516	17,8580
	Diferença	-0,0131	-0,0102	-0,0060	-0,0319	-0,0922	-0,0752	-0,0601	-0,0717
	Antes anúncio	18,1208	18,0195	17,6897	17,4901	17,3649	17,2741	17,2073	17,0987
114	Após anúncio	18,1246	18,0249	17,7024	17,4985	17,3712	17,2888	17,2329	17,1198
	Diferença	0,0038	0,0054	0,0126	0,0084	0,0063	0,0147	0,0256	0,0211
	Antes anúncio	17,7492	17,6578	17,3218	17,1115	16,9634	16,8483	16,7584	16,5955
115	Após anúncio	17,7707	17,6722	17,3260	17,0863	16,9378	16,8123	16,7119	16,5484
	Diferença	0,0214	0,0144	0,0042	-0,0251	-0,0256	-0,0360	-0,0465	-0,0471

(continua)

(continuação)		2 meses	3 meses	6 meses	9 meses	12 meses	15 meses	18 meses	24 meses
	Copom nº								
	Antes anúncio	17,2814	17,2023	16,8798	16,6536	16,4829	16,3419	16,2216	16,0109
116	Após anúncio	17,2766	17,1991	16,8680	16,6378	16,4585	16,2827	16,1455	15,9342
	Diferença	-0,0048	-0,0032	-0,0118	-0,0158	-0,0244	-0,0592	-0,0761	-0,0767
	Antes anúncio	16,4228	16,3202	15,9803	15,7747	15,6253	15,5156	15,4289	15,2688
117	Após anúncio	16,3842	16,2676	15,9478	15,7506	15,5798	15,4636	15,3597	15,2048
	Diferença	-0,0386	-0,0526	-0,0326	-0,0241	-0,0454	-0,0519	-0,0692	-0,0640
	Antes anúncio	15,5861	15,4856	15,1986	15,0173	14,9035	14,8292	14,7739	14,6997
118	Após anúncio	15,5683	15,4815	15,1997	15,0182	14,9081	14,8485	14,8062	14,7320
	Diferença	-0,0179	-0,0041	0,0011	0,0009	0,0046	0,0193	0,0322	0,0323
	Antes anúncio	15,2847	15,2768	15,2446	15,2486	15,3076	15,4024	15,4893	15,6300
119	Após anúncio	14,8185	14,9259	15,0662	15,1008	15,1761	15,2810	15,3845	15,5454
	Diferença	-0,4663	-0,3510	-0,1784	-0,1478	-0,1315	-0,1214	-0,1048	-0,0846
	Antes anúncio	14,6800	14,6344	14,5375	14,5013	14,4969	14,5148	14,5455	14,6244
120	Após anúncio	14,6338	14,5839	14,5007	14,4638	14,4700	14,4960	14,5289	14,6078
	Diferença	-0,0462	-0,0505	-0,0367	-0,0375	-0,0269	-0,0189	-0,0166	-0,0165
	Antes anúncio	14,3171	14,2857	14,2192	14,1928	14,1885	14,1930	14,2046	14,2385
121	Após anúncio	14,1585	14,1120	14,1323	14,1349	14,1112	14,1210	14,1451	14,1729
	Diferença	-0,1587	-0,1737	-0,0868	-0,0579	-0,0774	-0,0720	-0,0595	-0,0656
	Antes anúncio	13,6681	13,6222	13,5353	13,4769	13,4389	13,4160	13,4030	13,4015
122	Após anúncio	13,6057	13,5670	13,4920	13,4335	13,3876	13,3679	13,3550	13,3533
	Diferença	-0,0624	-0,0552	-0,0433	-0,0433	-0,0513	-0,0482	-0,0480	-0,0482

(continua)

(continuação)		2 meses	3 meses	6 meses	9 meses	12 meses	15 meses	18 meses	24 meses
	Copom nº								
	Antes anúncio	13,2495	13,2232	13,1115	13,0473	13,0055	12,9852	12,9779	12,9778
123	Após anúncio	13,2238	13,1730	13,0664	12,9934	12,9567	12,9326	12,9293	12,9401
	Diferença	-0,0257	-0,0502	-0,0451	-0,0539	-0,0487	-0,0526	-0,0486	-0,0377
	Antes anúncio	12,7957	12,7528	12,6480	12,5948	12,5500	12,5153	12,4872	12,4407
124	Após anúncio	12,8571	12,8171	12,6999	12,6363	12,5929	12,5564	12,5303	12,4980
	Diferença	0,0614	0,0643	0,0519	0,0415	0,0429	0,0411	0,0431	0,0574
	Antes anúncio	12,5724	12,5344	12,3854	12,2764	12,1914	12,1305	12,0874	11,9312
125	Após anúncio	12,5790	12,5443	12,3895	12,2767	12,1928	12,1347	12,0864	11,9280
	Diferença	0,0067	0,0099	0,0041	0,0004	0,0014	0,0042	-0,0011	-0,0032
	Antes anúncio	12,3481	12,3087	12,1653	12,0419	11,9388	11,8582	11,7895	11,6796
126	Após anúncio	12,3543	12,2976	12,0933	11,9940	11,9023	11,8155	11,7204	11,6009
	Diferença	0,0062	-0,0111	-0,0720	-0,0480	-0,0365	-0,0427	-0,0691	-0,0786
	Antes anúncio	11,9440	11,9011	11,7032	11,5453	11,4183	11,3115	11,2198	11,0755
127	Após anúncio	11,8145	11,7677	11,5601	11,4096	11,2814	11,1751	11,0906	10,9641
	Diferença	-0,1295	-0,1333	-0,1431	-0,1356	-0,1369	-0,1364	-0,1293	-0,1114
	Antes anúncio	11,3959	11,3482	11,1825	11,0559	10,9646	10,8960	10,8452	10,7874
128	Após anúncio	11,3795	11,3338	11,1744	11,0499	10,9677	10,9245	10,8718	10,8162
	Diferença	-0,0164	-0,0144	-0,0080	-0,0061	0,0031	0,0284	0,0266	0,0288
	Antes anúncio	11,1869	11,1833	11,1903	11,2150	11,2570	11,3114	11,3687	11,4732
129	Após anúncio	11,1529	11,1417	11,1658	11,1979	11,2363	11,2928	11,3449	11,4472
	Diferença	-0,0341	-0,0416	-0,0245	-0,0171	-0,0208	-0,0186	-0,0239	-0,0259

(continua)

(continuação)		2 meses	3 meses	6 meses	9 meses	12 meses	15 meses	18 meses	24 meses
	Copom nº								
	Antes anúncio	11,0457	11,0486	11,0630	11,0776	11,1015	11,1281	11,1507	11,1856
130	Após anúncio	11,0990	11,1013	11,0994	11,1050	11,1398	11,1606	11,1945	11,2359
	Diferença	0,0533	0,0527	0,0304	0,0274	0,0383	0,0324	0,0438	0,0503
	Antes anúncio	11,1471	11,1632	11,2526	11,3374	11,4208	11,5051	11,5957	11,7698
131	Após anúncio	11,1424	11,1573	11,2496	11,3354	11,4193	11,5025	11,5931	11,7704
	Diferença	-0,0048	-0,0059	-0,0029	-0,0020	-0,0015	-0,0025	-0,0026	0,0006
	Antes anúncio	11,1495	11,1738	11,3116	11,4572	11,6011	11,7503	11,8981	12,1450
132	Após anúncio	11,1326	11,1546	11,3042	11,4505	11,5975	11,7461	11,8942	12,1356
	Diferença	-0,0169	-0,0192	-0,0074	-0,0067	-0,0036	-0,0042	-0,0039	-0,0094
	Antes anúncio	11,1407	11,1636	11,2980	11,4152	11,5254	11,6334	11,7374	11,9004
133	Após anúncio	11,1314	11,1527	11,2829	11,3997	11,5178	11,6292	11,7445	11,9204
	Diferença	-0,0093	-0,0110	-0,0151	-0,0155	-0,0076	-0,0042	0,0071	0,0200
	Antes anúncio	11,5243	11,5942	11,8538	12,0909	12,2908	12,4568	12,5952	12,7943
134	Após anúncio	11,5766	11,6596	11,9059	12,1198	12,3126	12,4697	12,5873	12,7729
	Diferença	0,0524	0,0654	0,0521	0,0289	0,0217	0,0129	-0,0080	-0,0213
	Antes anúncio	12,1548	12,2298	12,5832	12,8575	13,0927	13,2889	13,4395	13,6399
135	Após anúncio	12,1829	12,2519	12,5823	12,8536	13,0889	13,2994	13,4519	13,6617
	Diferença	0,0281	0,0221	-0,0009	-0,0039	-0,0038	0,0105	0,0124	0,0218
	Antes anúncio	12,7750	12,8604	13,2059	13,5265	13,7818	13,9861	14,1409	14,3396
136	Após anúncio	12,8540	12,9461	13,2771	13,6136	13,8467	14,0359	14,1798	14,3618
	Diferença	0,0790	0,0858	0,0712	0,0871	0,0648	0,0498	0,0389	0,0222

(continua)

(continuação)		2 meses	3 meses	6 meses	9 meses	12 meses	15 meses	18 meses	24 meses
	Copom nº								
	Antes anúncio	13,5721	13,6564	13,9588	14,1413	14,2651	14,3515	14,4049	14,4351
137	Após anúncio	13,6219	13,6871	13,9487	14,1366	14,2571	14,3451	14,3974	14,4299
	Diferença	0,0498	0,0307	-0,0101	-0,0047	-0,0079	-0,0064	-0,0075	-0,0051
	Antes anúncio	13,7979	13,8428	14,0866	14,3046	14,5139	14,6758	14,8110	15,0172
138	Após anúncio	13,6953	13,7553	13,9148	14,0914	14,2856	14,4483	14,6047	14,9100
	Diferença	-0,1026	-0,0875	-0,1718	-0,2132	-0,2284	-0,2275	-0,2063	-0,1072
	Antes anúncio	13,3593	13,3428	13,2788	13,1886	13,1359	13,1110	13,1124	13,1689
139	Após anúncio	13,3393	13,2928	13,1670	13,0699	12,9831	12,9546	12,9408	12,9850
	Diferença	-0,0200	-0,0500	-0,1118	-0,1186	-0,1528	-0,1564	-0,1716	-0,1839
	Antes anúncio	12,6073	12,5382	12,1868	11,9158	11,7235	11,5928	11,5094	11,4329
140	Após anúncio	12,4447	12,3583	12,0099	11,7512	11,5681	11,4511	11,3794	11,3230
	Diferença	-0,1626	-0,1799	-0,1769	-0,1645	-0,1554	-0,1417	-0,1299	-0,1099
	Antes anúncio	11,1055	10,9267	10,5811	10,3939	10,2940	10,2351	10,2121	10,1904
141	Após anúncio	11,0279	10,8583	10,5498	10,3721	10,2864	10,2550	10,2334	10,2063
	Diferença	-0,0776	-0,0684	-0,0313	-0,0218	-0,0076	0,0198	0,0213	0,0160
	Antes anúncio	10,0813	10,0158	9,9069	9,9027	9,9335	9,9960	10,0694	10,2465
142	Após anúncio	10,0712	9,9861	9,8427	9,8425	9,8661	9,9418	10,0046	10,1976
	Diferença	-0,0101	-0,0296	-0,0641	-0,0602	-0,0673	-0,0542	-0,0648	-0,0489
	Antes anúncio	9,3815	9,3501	9,2851	9,3197	9,4105	9,5273	9,6614	9,9362
143	Após anúncio	9,0826	9,0543	9,0072	9,0329	9,1193	9,2328	9,3618	9,6416
	Diferença	-0,2989	-0,2959	-0,2779	-0,2869	-0,2912	-0,2946	-0,2996	-0,2947
	Antes anúncio	8,6319	8,6230	8,6309	8,6846	8,8107	8,9344	9,0824	9,3922
144	Após anúncio	8,6209	8,6279	8,6490	8,7133	8,8646	9,0128	9,1723	9,4956
	Diferença	-0,0110	0,0049	0,0181	0,0287	0,0539	0,0783	0,0898	0,1034

Fonte: Elaboração própria.

Nota: 1 Reunião Extraordinária.

UMA METODOLOGIA DE CONSTRUÇÃO DE SÉRIES DE ALTA FREQUÊNCIA DAS FINANÇAS MUNICIPAIS NO BRASIL COM APLICAÇÃO PARA O IPTU E O ISS: 2004-2010

Rodrigo Octávio Orair*

Claudio Hamilton Matos dos Santos**

Wesley de Jesus Silva***

José Mauricio de Mello Brito****

Alessandra dos Santos Ferreira***

Hilton Leal Silva***

Wanderson Silva Rocha***

Atualmente, inexistem no Brasil dados agregados oficiais de alta frequência sobre as finanças públicas municipais. Este trabalho desenvolve metodologia de cálculo destas séries fundamentada em dois procedimentos básicos. Primeiramente, na utilização de técnicas de agrupamento (*cluster*) e imputação para formar um painel de dados anuais com a arrecadação dos 5.563 municípios brasileiros e do Distrito Federal no período 2002-2010. Em segundo lugar, em técnicas de amostragem aleatória estratificada e desagregação temporal para estimar séries mensais agregadas – para o período 2004-2010 – com base em amostra de 297 municípios. Combina-se o uso de duas fontes primárias: os dados anuais da base Finanças do Brasil (Finbra) – Dados Contábeis dos Municípios, da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), e as informações mensais dos ainda relativamente inexplorados Relatórios Resumidos de Execução Orçamentária (RREOs), criados pela Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF). A metodologia foi aplicada na construção de estimativas mensais inéditas da arrecadação agregada do Imposto sobre a Propriedade Predial e Territorial Urbana (IPTU) e do Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS), os dois principais tributos arrecadados na esfera municipal. O trabalho discute, ainda, alguns fatos estilizados encontrados nos dados da arrecadação do IPTU e do ISS no período em questão.

Palavras-chave: Finanças Públicas Municipais; Carga Tributária; Séries Temporais.

1 INTRODUÇÃO

A inexistência de séries de alta frequência das finanças municipais é grande obstáculo à realização de estudos conjunturais sobre as finanças públicas no Brasil. As informações sobre as receitas da União, por exemplo, estão disponíveis em bases mensais

* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Coordenação de Finanças Públicas (CFP) da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. E-mail: rodrigo.orair@ipea.gov.br

** Técnico de Planejamento e Pesquisa e coordenador de Finanças Públicas da Dimac/Ipea.

*** Bolsista do PNPd na CFP da Dimac/Ipea.

**** Assistente de Pesquisa da CFP da Dimac/Ipea.

iniciadas em 1994 e são permanentemente atualizadas no sítio da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), do Ministério da Fazenda (MF). De igual maneira, as receitas mensais dos principais tributos arrecadados pelos estados e pelo Distrito Federal (DF) estão disponíveis no sítio do Conselho Nacional de Política Fazendária (Confaz). A grande lacuna reside exatamente na carência de dados agregados de alta frequência na esfera municipal, o que leva os pesquisadores ora a não incluírem os municípios em suas análises, ora a utilizarem apenas informações municipais de base anual, disponibilizadas com vários meses de atraso.

Por outro lado, dados de alta frequência de qualidade bastante razoável – e crescente – sobre as finanças municipais vêm sendo divulgados pelo menos desde 2001 nos Relatórios Resumidos de Execução Orçamentária (RREOs) bimestrais dos municípios, regulamentados pela Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) de agosto do ano 2000.¹ Em particular, os componentes desagregados da receita tributária dos municípios, incluindo o Imposto sobre a Propriedade Predial e Territorial Urbana (IPTU) e o Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS), passaram a ser sistematicamente divulgados nos RREOs após 2003, seguindo a orientação regulamentadora da STN na Portaria no 441, de 27 de agosto de 2003. Grande parte dos RREOs das três esferas de governo está consolidada e acessível no Sistema de Coleta de Dados Contábeis dos Entes da Federação (SISTN).²

É verdade que nem todos os municípios enviam suas contas para a consolidação por parte da STN. Também é verdade que as informações nos RREOs apresentam muitas vezes inconsistências, problemas de continuidade, ausência de padronização e formato que dificulta a manipulação – arquivos em PDF. Talvez sejam estes os principais motivos para que os demonstrativos ainda sejam pouco explorados nos estudos na área de finanças públicas. Contudo, a tendência é que os relatórios apresentem qualidade e disponibilidade crescentes, em função da melhoria progressiva dos procedimentos de transparência e prestação de contas à sociedade por parte dos órgãos públicos. Além disso, formas adicionais de acesso estão cada vez mais disponíveis, como os sítios das prefeituras e dos Tribunais de Contas subnacionais.³

Os RREOs constituem uma das peças centrais da metodologia proposta neste trabalho para a construção das séries de alta frequência das finanças municipais

1. Lei Complementar nº 101/2000 (LRF). Regulamenta o Artigo 163 da Constituição Federal de 1988 (CF/1988), definindo as normas orientadoras das finanças públicas para todas as esferas de governo (União, estados, DF e municípios). De acordo com a LRF, a responsabilidade pela elaboração e pela publicação dos RREOs é o Poder Executivo de cada ente da Federação. A publicação dos referidos RREOs deve acontecer até 30 dias após o encerramento de cada bimestre.

2. O SISTN é o instrumento criado para operacionalizar o convênio firmado entre a Caixa Econômica Federal (CAIXA) e a STN com o objetivo de coletar dados e informações contábeis dos poderes e dos órgãos dos estados, do DF e dos municípios brasileiros, conforme previsto na legislação vigente e nas portarias expedidas pela STN. Disponível em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estados_municipios/sistn.asp>

3. Um exemplo notável é o do Rio de Janeiro, em que vários municípios importantes não possuem informações no SISTN, mas podem ser acessadas no sítio do Tribunal de Contas do Estado (TCE) em: <<http://www.tce.rj.gov.br>>

brasileiras. A metodologia será apresentada na seção 3 e se fundamenta em dois procedimentos básicos. Primeiramente, na utilização de técnicas de agrupamento (*cluster*) e imputação para formar um painel de dados anuais de referência com a arrecadação tributária dos municípios brasileiros no período 2002-2009. O painel de referência é construído a partir da base Finanças do Brasil (Finbra) – Dados Contábeis dos Municípios – da STN, a fonte tradicionalmente utilizada nos estudos sobre as finanças públicas municipais brasileiras – de modo que parece adequado denominá-lo Finbra/Imputado.

Em segundo lugar, utilizam-se técnicas de distribuição temporal para estimar séries mensais das receitas tributárias, compatíveis com os valores anuais de referência do Finbra/Imputado, a partir das informações de RREOs de 297 municípios selecionados por amostragem aleatória estratificada. A técnica de distribuição temporal utilizada corresponde à estimação de dados intraperíodo da série objetivo, disponível de forma agregada temporalmente, utilizando a informação de indicadores relacionados na (alta) frequência desejada e sujeita à restrição de que sua soma iguale o valor de referência da série objetivo.⁴ No caso específico deste trabalho, trata-se de estimar as séries mensais das arrecadações do IPTU e do ISS dos municípios do Brasil fazendo uso de índices de evolução mensal das receitas, construídos das informações da amostra dos RREOs dos municípios, e da série anual do Finbra/Imputado.

Recentemente, os trabalhos de Dias, Issler e Rodrigues (2010) e Orair *et al.* (2010) também fizeram uso de metodologias de distribuição temporal para construir séries de alta frequência das finanças públicas municipais com indicadores obtidos das informações de uma amostra de municípios do Brasil. No entanto, os métodos de estimação utilizados nesses trabalhos são distintos. Dias, Issler e Rodrigues (2010) obtiveram as estimativas ajustando modelos de espaço-estado, baseados no filtro de Kalman. Esses autores efetuaram uma adaptação do procedimento utilizado por Monch e Uhlig (2005) para construir um indicador mensal do Produto Interno Bruto (PIB), que representa um desenvolvimento recente do arcabouço utilizando modelos de espaço-estado na desagregação temporal sugeridos originalmente por Harvey e Pierce (1984). A estimação da série mensal é realizada em duas etapas. Inicialmente, os autores realizam a desagregação temporal para a frequência bimestral, utilizando como covariável a arrecadação bimestral de uma amostra de municípios. Não há referências sobre procedimentos de amostragem aleatória para a formação da amostra. Em seguida, os autores realizam nova desagregação temporal para a frequência mensal a partir de indicadores como, por exemplo, as operações privadas de crédito para a habitação e índices de preços da habitação para estimar a arrecadação mensal do IPTU.

4. Ressalte-se que também existem métodos de distribuição temporal que não utilizam indicadores relacionados, como as médias ponderadas e os modelos Arima, entre outros. Para uma descrição mais completa das principais técnicas utilizadas na literatura, ver Mauro e Savio (2005).

No trabalho de Orair *et al.* (2010) são utilizados métodos estatísticos (não econométricos) de amostragem aleatória estratificada para formar índices mensais de evolução da receita por grupos homogêneos de municípios, o que pode conferir maior precisão às estimativas, e para realizar a desagregação temporal. Os autores obtêm diretamente os valores mensais da arrecadação dos tributos nos RREOs, não sendo necessário realizar a desagregação temporal em duas etapas. Outra vantagem é que realizam a correção do dado anual de referência pela imputação das informações ausentes no banco de dados Finbra.

O presente trabalho segue a abordagem estatística (não econométrica) para a estimação das séries mensais das finanças públicas municipais por grupos homogêneos de municípios e realiza o ajuste prévio ao dado anual de referência para formar a base Finbra/Imputado, na linha de Orair *et al.* (2010). A metodologia foi aplicada na estimação de séries agregadas mensais – para o período de 2004 a 2010 – das arrecadações do IPTU e do ISS, os dois principais tributos na esfera municipal. Segundo os cálculos da Secretaria da Receita Federal do Brasil (SRFB, 2009), em 2008 o ISS foi o nono tributo mais relevante do país, com arrecadação da ordem de 0,76% do PIB e 2,12% do total da arrecadação tributária das três esferas de governo, enquanto o IPTU foi o 15^o mais relevante com 0,43% do PIB e 1,21% da arrecadação tributária.

O trabalho apresenta, ainda, uma breve análise dos *atos estilizados* encontrados nos dados da arrecadação do IPTU e do ISS. A análise foi possibilitada pela construção do painel de dados Finbra/Imputado e das séries agregadas em frequência mensal. Por fim, cabe ressaltar que o uso da metodologia de estimação das séries de alta frequência não está restrito aos dois impostos, podendo ser generalizado para as demais receitas e despesas, o que abre grandes perspectivas para as pesquisas aplicadas sobre finanças públicas no Brasil.

O restante do trabalho está dividido em quatro seções além desta introdução. A seção 2 faz uma breve discussão das principais fontes de dados sobre as finanças públicas municipais brasileiras. A seção 3 desenvolve a metodologia de estimação das séries de alta frequência. Na seção 4, são apresentados os *atos estilizados* encontrados nos dados das arrecadações dos principais tributos municipais, o IPTU e o ISS. Breves considerações finais aparecem na seção 5. As séries estimadas propriamente ditas e os 297 municípios que compõem a amostra estratificada são apresentados no anexo.

2 BASES DE DADOS SOBRE AS FINANÇAS MUNICIPAIS

Um dos problemas do debate sobre as finanças públicas brasileiras é a coexistência, em documentos oficiais e na literatura acadêmica, de várias estimativas diferentes para a mesma variável. Esta seção procura lançar luz sobre o porquê deste fenômeno

nos casos específicos das arrecadações do IPTU e do ISS. Ademais, a seção discute as idiossincrasias dos RREOs bimestrais, criados pela LRF – a principal (e ainda pouco inexplorada) fonte de dados de alta frequência disponível sobre as finanças públicas municipais brasileiras.

2.1 A controvérsia sobre os dados anuais

A principal fonte primária de dados sobre as finanças públicas municipais brasileiras é o Finbra, organizado pela STN. Este banco de dados apresenta as contas de receitas e despesas correntes e de capital desagregadas por municípios, além das respectivas contas patrimoniais. Suas informações servem de base para pelo menos outras quatro fontes oficiais, a saber: *i*) a Consolidação das Contas Públicas da STN; *ii*) a tabela sinótica 20 – receita tributária por esferas de governo – do Sistema de Contas Nacionais (SCN) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); *iii*) o Resultado Nominal do Governo da STN; e *iv*) a carga tributária divulgada pela SRFB.⁵ É possível, portanto, encontrar ao menos quatro valores – não necessariamente coincidentes – para a arrecadação dos tributos municipais. A tabela 1 mostra os diferentes valores da arrecadação do ISS e do IPTU no período de 2002 a 2009, segundo estas fontes de informações. Na sequência, são discutidas algumas possíveis razões para as divergências.

Uma das principais razões para as divergências entre as informações oficiais sobre a arrecadação dos tributos é o fato de existirem versões parciais do Finbra. Seguindo os dispositivos estabelecidos na LRF, as contas dos municípios referentes ao exercício fiscal do ano anterior devem ser encaminhadas até abril para a consolidação por parte da STN que, por sua vez, deve divulgar a *Consolidação das Contas Públicas* em junho. Para tanto, consolida-se uma versão parcial do Finbra que contém somente os municípios que encaminharam informações na primeira metade do ano e a tempo de serem processadas pela STN. Ocorre que, ao longo do restante do ano, informações de mais municípios vão sendo encaminhadas e processadas pela STN, de maneira tal que uma versão mais completa do Finbra é divulgada geralmente em agosto ou setembro e não é incomum que novas versões mais atualizadas sejam disponibilizadas posteriormente.

A Consolidação das Contas Públicas/STN é, assim, divulgada com um número parcial de municípios e os valores da arrecadação são, normalmente, inferiores aos totais das versões mais completas do Finbra. É provável que a divulgação da carga tributária da SRFB também utilize uma versão parcial do Finbra, já que, normalmente, apresenta valores inferiores à última versão disponível desta base de dados. A tabela 1 mostra que as arrecadações do IPTU e do ISS da Consolidação

5. Disponíveis respectivamente em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estatistica/est_estados.asp>; <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasnacionais/referencia2007/default.shtm>>; <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estatistica/est_contabil.asp>; e <<http://www.receita.fazenda.gov.br/Historico/EstTributarios/Estatisticas/default.htm>>

das Contas Públicas e as divulgadas pela SRFB são, quase sempre, inferiores aos valores mais recentes do Finbra.

TABELA 1
Arrecadação do ISS e do IPTU – 2002-2009
(Em R\$ milhões)

Tributo	Fonte de dados	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
ISS	Consolidação das Contas Públicas/STN	7.136	9.099	10.503	11.247	14.541	17.671	21.372	23.763
ISS	Finbra	8.162	9.291	11.375	13.493	16.282	18.952	22.761	25.240
ISS	Finbra/Imputado	8.209	9.357	11.445	13.601	16.344	19.099	23.163	25.455
ISS	Contas Nacionais/IBGE	8.376	9.685	12.050	13.447	18.009	21.407	-	-
ISS	SRFB	7.886	9.130	10.844	12.892	16.264	18.904	21.972	-
ISS	Resultado do Governo/STN	8.376	9.685	12.050	13.447	18.009	18.892	22.658	-
IPTU	Consolidação das Contas Públicas/STN	7.072	7.698	8.393	8.117	9.528	10.897	11.697	13.331
IPTU	Finbra	6.796	7.909	8.865	9.674	10.611	11.551	12.392	13.785
IPTU	Finbra/Imputado	6.853	7.947	8.888	9.711	10.650	11.600	12.517	13.831
IPTU	Contas Nacionais/IBGE	7.060	8.877	10.284	12.933	13.026	13.072	-	-
IPTU	SRFB	6.501	7.723	8.602	9.248	10.611	11.543	12.557	-
IPTU	Resultado do Governo/STN	7.060	8.877	10.284	12.933	13.026	11.528	12.379	-
Cobertura de municípios do Finbra		5.397	5.402	5.329	5.246	5.428	5.299	5.057	5.337

Fontes: STN, SRFB, IBGE e cálculos próprios a partir do Finbra.

Obs.: Os dados de 2009 são de uma versão parcial do Finbra. Os procedimentos utilizados na imputação do Finbra estão explicitados na próxima seção. Não inclui os dados de Brasília (DF).

Outro problema é que mesmo as versões mais atuais do Finbra não cobrem a totalidade dos municípios do país. Nem todos os municípios apresentam suas contas ou muitas vezes as apresentam somente aos tribunais de conta (TCs) subnacionais. Em consequência, o grau de cobertura do Finbra é variável, ainda que significativo por incluir de 5.057 a 5.428 municípios no período recente, conforme mostrado na última linha da tabela 1. Além disto, trata-se de uma base meramente informativa e sujeita a várias inconsistências como o grande número de declarações nulas. Por estes motivos, são usualmente utilizadas as técnicas de imputação dos valores do Finbra, para ampliar a cobertura de municípios, e sua complementação com informações de outras fontes.

Trabalho recente da STN (BRASIL, 2008), por exemplo, faz referência explícita ao uso da imputação para estimar informações de municípios não disponíveis no Finbra, tomando como base o comportamento dos municípios de uma mesma faixa populacional. Já o relatório metodológico do IBGE (2008) afirma que o Finbra é a principal fonte de dados sobre as administrações públicas municipais do novo SCN – mas não a única, cumpre frisar, visto que complementado com outras informações dos TCs subnacionais e da STN. Em outras palavras, é razoável

admitir que estas instituições realizem modificações nos dados primários, sujeitos a procedimentos de imputação e/ou inserção de informações.

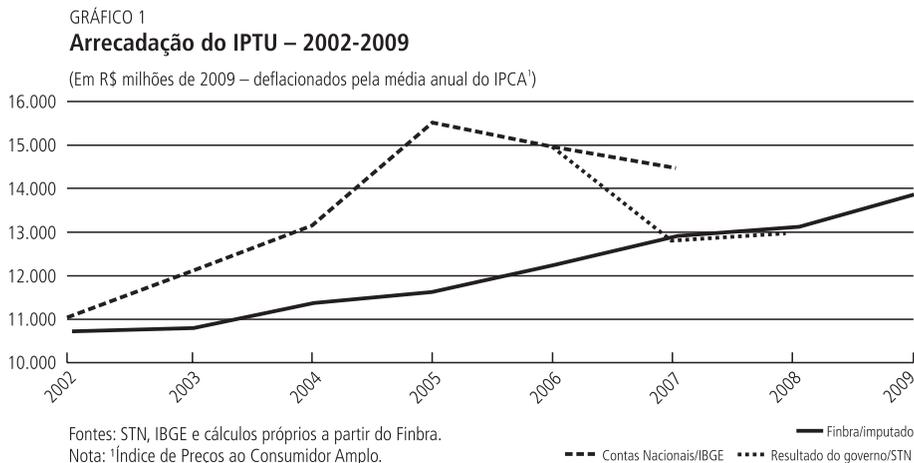
De fato, os valores divulgados para a arrecadação do IPTU e do ISS no resultado do governo municipal da STN e das contas nacionais do IBGE são quase sempre superiores aos valores mais recentes da base Finbra. Note-se, ainda, que as informações do resultado do governo e das contas nacionais são idênticas nos anos de 2002 a 2006, como pode ser verificado na tabela 1. Não se pode afirmar que a STN utilizou como fonte de referência os dados do IBGE ou vice-versa. Entretanto, sabe-se que há um crescente esforço de padronização das informações e integração entre os órgãos públicos. Neste contexto, é curioso observar que as informações destas duas fontes passaram a ser diferentes em 2007 e que os valores do resultado do governo municipal em 2007 e 2008 estão próximos dos valores do Finbra.

De todo modo, o ponto a ressaltar é que as divergências entre as fontes de dados oficiais e os problemas dos dados originais servem de justificativa para o uso de técnicas de imputação dos dados do Finbra e de inclusão de informações de fontes complementares. Neste trabalho, a imputação das informações dos municípios ausentes se baseou no comportamento da arrecadação de grupos homogêneos de municípios em termos de nível de renda, tamanho e localização. Os procedimentos de imputação e formação dos grupos pela técnica de agrupamentos (*cluster*) estão explicitados na seção 3. Os resultados obtidos da arrecadação do IPTU e do ISS no período de 2002 a 2009 estão reportados na tabela 1 como Finbra/Imputado. Como esperado, os valores anuais da arrecadação dos impostos na base imputada são ligeiramente superiores aos totais do Finbra (em média, aproximadamente 0,6% superiores).

Os valores reportados nas contas nacionais tanto para a arrecadação do ISS quanto para a do IPTU tendem a ser maiores do que os calculados neste trabalho. É notável, entretanto, a diferença entre a evolução dos valores reais do IPTU desde 2005 segundo a série Finbra/Imputado (cálculos próprios) e os valores reportados pelo IBGE nas contas nacionais e pela STN no Resultado Nominal do Governo Municipal. Como mostrado no gráfico 1, a arrecadação do IPTU observou uma queda expressiva em valores reais desde 2005 segundo estas duas últimas fontes. Uma queda de tal magnitude parece pouco plausível em um período caracterizado por significativo crescimento econômico, expansão das bases de incidência dos tributos (inclusive a valorização dos imóveis) e melhoria das estruturas de arrecadação e fiscalização. O fato de os valores do Finbra/Imputado terem apresentado progressivo crescimento no período em questão sugere que algo de errado tenha acontecido com o cálculo do IPTU de 2005 pelo IBGE.

Independentemente das divergências entre as fontes oficiais de informação sobre os dados anuais, reitera-se que o principal problema prático para análises conjunturais das finanças públicas brasileiras é que não existem séries agregadas

de alta frequência das finanças municipais. Felizmente, há um recurso de grande potencial e ainda pouco explorado para mitigar o referido problema, qual seja, a sistematização das informações dos RREOs dos municípios.



2.2 Os dados dos RREOs

Como mencionado anteriormente, as fontes primárias de dados de alta frequência utilizadas no trabalho são os chamados RREOs criados pela Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000, mais conhecida como LRF. Tais relatórios – elaborados pelo Poder Executivo dos vários entes da Federação e de periodicidade bimestral – foram criados para aumentar a transparência das contas públicas da União, dos estados e dos municípios brasileiros e para garantir “a observância dos diversos limites e condições impostos à despesa pública” (ALBUQUERQUE; MEDEIROS; FEIJÓ, 2008, p. 6) e, naturalmente, o cumprimento das metas de resultados nominal e primário dos entes federados.

Os RREOs contêm vários demonstrativos (ou anexos) e são riquíssimos em dados de vários tipos sobre as finanças públicas dos entes da Federação. É uma fonte oficial de informações regulares e de alta frequência sobre as finanças municipais e cujas disponibilidade e qualidade vêm se ampliando consideravelmente. Para os propósitos imediatos, cumpre notar que, conquanto os RREOs sejam divulgados desde 2001, os componentes desagregados da receita tributária em base mensal, incluindo o IPTU e o ISS, passaram a ser sistematicamente divulgados apenas em 2004 – seguindo regulamentação da STN publicada em 2003. Note-se, ainda, que cada RREO traz os dados mensais dos componentes da receita corrente líquida dos entes federados, incluindo o IPTU e o ISS no caso dos municípios, dos últimos 12 meses. Assim, as informações contidas nos RREOs permitem a construção de

séries históricas mensais com início em março de 2003, visto que as informações de março a dezembro de 2003 estão contidas nos RREOs do primeiro bimestre de 2004.

Motivos de ordem prática, entretanto, fizeram com que se considerasse melhor iniciar a série em janeiro de 2004. O ponto é que o acesso aos RREOs de centenas de municípios anterior a 2006 não é trivial. É fato que uma parcela considerável dos RREOs das três esferas de governo está consolidada e acessível pela internet no SISTN, além de existirem fontes complementares como os sítios das prefeituras e dos TCs. Infelizmente, os RREOs do SISTN estão disponíveis apenas a partir de 2006, com dados a partir de março de 2005. Com isso grande parte das informações de 2004 e 2005 utilizada neste trabalho teve de ser obtida junto às próprias prefeituras (ver seção 3). Além disso, as informações dos RREOs estão sujeitas aos problemas de cobertura e inconsistências. Os procedimentos precisos utilizados para contornar estes problemas são descritos na subseção 3.2.

3 METODOLOGIA DE ESTIMAÇÃO DAS SÉRIES MUNICIPAIS DE ALTA FREQUÊNCIA

A metodologia para a construção de séries de alta frequência das finanças municipais proposta neste trabalho se baseia em duas etapas básicas. Primeiramente, na utilização de técnicas de agrupamento (*cluster*) e imputação para formar um painel de dados de referência das finanças municipais em frequência anual, a partir das informações da base Finbra. A grande vantagem da técnica de agrupamentos é permitir a formação de grupos homogêneos de municípios – de acordo com suas características de localização, tamanho e nível de renda – que asseguram maior precisão à imputação. Este painel de dados anuais – denominado Imputado – serve de referência para a estimação das séries de alta frequência.

A segunda etapa da metodologia consiste na formulação de um plano amostral para estimação de índices de alta frequência (mensais) das finanças municipais brasileiras, a partir das informações primárias de uma amostra de RREOs, que são posteriormente utilizadas na desagregação temporal dos dados anuais de referência e na construção das séries mensais. Faz-se uso de técnicas de agrupamentos (*cluster*) para formar grupos homogêneos de municípios e de amostragem aleatória estratificada para se estimar os índices mensais.

A metodologia foi aplicada para construir um painel de referência anual da arrecadação do ISS e do IPTU no período de 2002 a 2009 – Finbra/Imputado – e na estimação das séries mensais destes impostos no período de 2004 a 2010. Naturalmente, a metodologia pode ser aplicada às demais receitas e às despesas públicas municipais brasileiras constantes nos RREOs.

3.1 Metodologia de imputação para a construção do painel de dados anuais

A primeira etapa da metodologia ora proposta consiste na construção do painel de dados anuais de referência da arrecadação dos municípios no período de 2002 a 2009 utilizando as técnicas de agrupamentos (*cluster*) e de imputação. A principal fonte dos dados é o Finbra, complementada com informações dos RREOs dos municípios e a arrecadação de Brasília (DF) advinda da Execução Orçamentária dos Estados da STN.

O objetivo da imputação é estimar os valores das variáveis ausentes de determinados municípios – de acordo com seu comportamento nos grupos de municípios homogêneos em termos de renda, população e localização –, complementando-se o banco de dados Finbra para todos os municípios do Brasil. Normalmente, as imputações do Finbra se baseiam em grupos de municípios por faixas populacionais definidas arbitrariamente.⁶ Neste trabalho, optou-se não somente por não se utilizar faixas populacionais arbitrárias, mas também por levar em consideração a localização e o nível de renda do município. Em um país com grande heterogeneidade como o Brasil é pouco razoável admitir que a arrecadação de um município pobre do Norte tenha comportamento semelhante a um município rico no Sul, mesmo que estes municípios tenham populações semelhantes.

Sabe-se que a arrecadação tributária e o produto são muito concentrados nos maiores municípios do país, sobretudo nas grandes capitais. Para evitar distorções, optou-se por não utilizar o procedimento de imputação por grupos homogêneos para os municípios que estão entre os 300 com maior PIB do país, além de Brasília (DF). Isto significou complementar e corrigir as informações de 29 destes municípios ausentes no Finbra em pelo menos um ano no período de 2002 a 2009, recorrendo-se a outras fontes de dados como os RREOs obtidos do SISTN, dos TCs subnacionais ou dos sítios das prefeituras, contatos diretos com as próprias prefeituras e, nas situações extremas, a imputação por tendência linear.⁷ Com isso, eliminaram-se consideravelmente os problemas das observações atípicas na utilização da técnica de agrupamentos (*cluster*), já que as distribuições do produto e da arrecadação dos municípios no Brasil são assimétricas à direita.

Os 5.263 municípios restantes foram classificados em grupos homogêneos com o uso da técnica de análise de agrupamentos (*cluster*), de acordo com suas características de localização, nível de renda e população. As variáveis utilizadas como

6. Por exemplo, utilizam-se as seguintes faixas populacionais em Brasil (2008): *i*) até 50 mil habitantes; *ii*) de 50 mil a 300 mil habitantes; *iii*) de 300 mil a 1 milhão de habitantes; e *iv*) mais de 1 milhão de habitantes.

7. São os seguintes municípios: Barueri, Araucária, Campos dos Goytacazes, Petrópolis, São João de Meriti, São Francisco do Conde, São José, Várzea Grande, Cabo Frio, Itabuna, Santa Bárbara d'Oeste, Hortolândia, Embu, Pinhais, Vinhedo, Ilhéus, Balneário Camboriú, Triunfo, Barcarena, Linhares, Juazeiro, Simões Filho, Rio Bonito, Barbacena, Araruama, Castanhal, Leme, Itajubá e Manhuaçu.

aproximações (*proxies*) destas características são, respectivamente: *i*) coordenadas geográficas dos municípios; *ii*) PIB *per capita*; e *iii*) população.⁸

A aplicação da técnica hierárquica aglomerativa formou uma partição ótima com 12 grupos homogêneos a partir das variáveis de localização, nível de renda e população. A distância de *Mahalanobis* foi definida como medida de similaridade entre as observações e a partição final estabelecida pelo método de *Ward*. A principal vantagem da distância de *Mahalanobis* é que ela evita o problema da multicolinearidade entre as variáveis. Por ser uma medida ponderada pela matriz de variância-covariância, leva em consideração tanto as possíveis diferenças de variâncias – evitando assim que uma medida com variabilidade muito mais alta que as demais influencie significativamente no agrupamento – quanto as possíveis relações lineares entre as variáveis. A escolha da partição ótima foi baseada nas medidas de *Pseudo F* e *Pseudo T*, além da evolução do coeficiente R^2 no decorrer do processo. Foi feita também uma análise da influência dos empates entre as distâncias na partição final, a partir de 15 permutações aleatórias diferentes. Os grupos se mostraram estáveis e não houve influência dos empates na partição final.

Os grupos homogêneos de municípios estão apresentados de maneira sintética na tabela 2 e nos mapas no anexo. A imputação das informações do Finbra levou em consideração o comportamento da arrecadação em cada um dos grupos homogêneos de municípios em termos de localização, nível de renda e população. Note-se, em particular, que um dos grupos é formado por apenas cinco municípios, o que é pouco apropriado para a estimação por imputação. São municípios pequenos, com população inferior a 6 mil habitantes, na região central do país e de PIBs *per capita* relativamente elevados: Araporã (MG), Alto Taquari (MT), Campos de Júlio (MT), Santa Rita do Trivelato (MT) e Santo Antônio do Leste (MT). Mas neste grupo específico não foi preciso imputar informações, pois todos os municípios apresentavam dados no Finbra em todo o período considerado.

Inicialmente, foram construídos índices encadeados de evolução das receitas anuais – receita tributária (total dos impostos, taxas e contribuições), IPTU e ISS – para cada um dos grupos homogêneos no período de 2001 a 2009, considerando a variação observada na receita agregada das respectivas amostras de municípios com informações disponíveis no Finbra a cada período consecutivo de dois anos. A imputação das informações ocorreu de maneira individual para cada município com informação ausente no Finbra. Nos dados dos extremos da amostra – ano inicial

8. Ao longo desta seção, utilizou-se como referência o ano de 2004 para as estimativas de população e PIB municipal do IBGE. Durante o período de 2004 a 2009, foram criados cinco novos municípios no Brasil. No caso dos municípios de Aroeiras do Itaim (PI), Figueirão (MS), Ipiranga do Norte (MT) e Itanhanga (MT) foram adotados o PIB e a população de 2005. O município de Nazária (PI), criado em 2008, ainda não possui informações para o PIB e não foi considerado, a exemplo de Fernando de Noronha que não presta informações no Finbra. As variáveis de localização são da base com as coordenadas geográficas dos limites dos municípios e dos seus respectivos centroides (coordenadas da sede municipal) da Malha Municipal Digital do Brasil de 2005 do IBGE.

e final –, a imputação ocorreu por extrapolação pela aplicação do índice do grupo homogêneo sobre a informação disponível no ano mais próximo do município considerado. A interpolação para os dados intermediários aplica o índice do grupo homogêneo e o distribui proporcionalmente, levando em consideração as referências das informações disponíveis mais próximas – anterior e posterior – ao(s) ano(s) com informações ausentes. Uma vez que quase todos os municípios apresentaram valores no Finbra ao menos uma vez durante o período 2002-2009, foi possível aplicar estes índices e estimar um painel de dados anuais dos municípios com a receita tributária, ISS e IPTU.

TABELA 2

Grupos homogêneos de municípios utilizados na imputação do Finbra

Municípios	Número de municípios	População		PIB <i>per capita</i> (R\$ milhares)		Médias das coordenadas	
		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Latitude	Longitude
Grupo 1	5	3.717,40	1.843,26	115,01	19,1	-15,8	-54,1
Grupo 2	1.231	6.718,26	4.617,43	8,61	3,0	-25,4	-51,4
Grupo 3	339	8.115,95	6.383,14	6,88	2,4	-14,9	-51,3
Grupo 4	36	8.547,14	5.640,97	43,38	11,4	-19,3	-50,5
Grupo 5	821	10.610,04	7.225,30	5,02	2,1	-20,1	-43,8
Grupo 6	1.035	14.026,67	9.346,54	2,72	1,2	-9,7	-38,2
Grupo 7	771	14.752,61	10.898,79	2,60	1,3	-5,4	-44,0
Grupo 8	317	14.987,98	11.995,74	17,92	5,2	-20,3	-48,4
Grupo 9	148	19.830,10	11.843,09	4,49	2,0	-6,4	-62,8
Grupo 10	283	35.299,35	12.296,55	8,99	2,5	-24,3	-49,8
Grupo 11	252	68.878,94	18.226,00	4,91	2,8	-12,0	-44,0
Grupo 12	25	153.552,72	41.773,95	3,57	1,1	-12,0	-42,0
Subtotal	5.263	16.115,21	19.220,15	6,50	6,53	-16,2	-46,2
Maiores PIBs do país	301	321.496,17	780.917,06	18,95	21,32	-	-
Total	5.564	32.637,11	194.959,53	7,18	8,53	-	-

Fonte: Cálculos próprios a partir dos dados do IBGE.

Em suma, ao final destes procedimentos foi possível complementar as informações do Finbra e formar o painel com as estimativas da arrecadação tributária, IPTU e ISS dos municípios do país no período de 2002 a 2009. Os valores agregados do IPTU e do ISS do Finbra/Imputado foram apresentados na tabela 1.

3.2 Metodologia de estimação dos índices de alta frequência

A estimação das séries de alta frequência se divide em duas etapas. A primeira envolve os procedimentos de amostragem aleatória estratificada e estimação de

índices de alta frequência (mensais) das finanças municipais com as informações primárias dos RREOs. A segunda etapa é a compatibilização dos índices de alta frequência aos dados de referência do Finbra/Imputado, realizando-se a desagregação temporal do dado anual e a formação das séries mensais da arrecadação dos tributos. Existem dois principais motivos para a utilização do painel de dados Finbra/Imputado como referência. Primeiramente, o Finbra apresenta informações desagregadas por municípios. O procedimento de referência pode ser efetuado individualmente, o que evita que eventuais erros sejam amplificados nos dados agregados. Em segundo lugar, os dados do Finbra já estão disponíveis para o ano de 2009, com uma amostra significativa de 5.337 municípios. A última informação do resultado do governo municipal da STN é de 2008 e das contas nacionais do IBGE somente de 2007.

A estimação dos índices de alta frequência combina as técnicas de agrupamento (*cluster*) para formar grupos homogêneos de municípios e de amostragem aleatória estratificada. A construção do plano amostral tomou como referência o valor das receitas tributárias (total de impostos, taxas e contribuições) dos municípios no ano de 2004, disponíveis no banco de dados Finbra/Imputado. A técnica de agrupamento em dois estágios (*two step cluster*) foi implementada para formar 20 grupos homogêneos de municípios em relação à receita tributária.⁹ Os 15 grupos homogêneos com maiores valores da receita tributária foram agregados em um único grupo. Os 6 grupos homogêneos finais foram ordenados de maneira crescente pela receita tributária e classificados de 1 a 6. A tabela 3 mostra as estatísticas descritivas básicas da receita tributária em cada um dos grupos homogêneos de municípios.

TABELA 3

Grupos homogêneos para a amostragem aleatória estratificada

(Em R\$ milhões correntes)

Grupo	Número de municípios	Receita tributária municipal no ano de 2004				
		Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão	Total
Grupo 1	4.677	-	2,14	0,43	0,44	2.017,92
Grupo 2	469	2,15	6,97	3,80	1,35	1.782,02
Grupo 3	187	7,00	15,12	10,19	2,29	1.905,94
Grupo 4	79	15,19	25,13	19,78	2,67	1.562,37
Grupo 5	40	25,34	34,75	29,70	2,59	1.188,07
Grupo 6	112	36,40	6.079,42	264,20	774,57	29.590,89
Total	5.564	-	38.047	7	-	38.047,21

Fonte: Finbra/Imputado. Elaboração própria.

9. Definiram-se a medida de distância de máxima verossimilhança, a padronização da variável e o critério de informação de Akaike para a delimitação do agrupamento.

Fica evidente na tabela 3 a notável concentração da arrecadação tributária municipal no país. O grupo 6, formado pelos 112 municípios de maior arrecadação – incluindo Brasília (DF) –, representa 77,8% do total da arrecadação. O grupo 4 e o grupo 5 respondem por 4,1% e 3,1% do total, respectivamente. Somando-se estes três grupos, obtêm-se 85% da arrecadação em somente 4,2% dos municípios do Brasil. Esses dados serão comentados na próxima seção. Para os propósitos imediatos cabe apenas observar que uma amostragem aleatória estratificada com grande cobertura dos maiores municípios pode produzir estimativas agregadas das séries de alta frequência com elevado grau de precisão.

Sendo assim, optou-se por dividir os municípios do país em dois estratos. O estrato certo equivale ao grupo 6 da tabela 3, compreendendo os 112 municípios com maior importância na arrecadação total. Os demais 5.452 municípios formam o estrato amostral, subdividido nos cinco grupos homogêneos (grupos 1 a 5). O processo de amostragem aleatória foi aplicado para selecionar municípios de cada um dos grupos do estrato amostral. O uso da amostragem estratificada é justificado pela grande variabilidade da receita tributária entre os municípios – bem como da arrecadação do IPTU e do ISS –, já que a estimação por grupos homogêneos aumenta a precisão da estimativa global.

Na construção do plano amostral, admitiram-se como parâmetros populacionais – em cada grupo do estrato amostral – os valores da média e do desvio-padrão da receita tributária no Finbra/Imputado de 2004, que estão apresentados na tabela 3, e os supostos usuais sobre a forma da função distribuição destes dados. Os erros amostrais toleráveis – em relação à média da receita tributária – foram definidos ao nível de 95% de confiança nos valores de 25%, 15%, 7,5%, 5% e 2,5% para os grupos de municípios de 1 a 5, respectivamente. Objetivou-se, assim, alcançar maior precisão nos grupos formados pelos municípios com maior peso na arrecadação agregada. Com base nestes requisitos, foram selecionados aleatoriamente 214 municípios do estrato amostral.

Contudo, não foi possível atingir o erro amostral tolerável mínimo de 25% no grupo 1, como mostrado na última coluna da tabela 4. Isto porque as informações de quase um terço dos municípios selecionados neste grupo não estavam disponíveis. Foram considerados com *informações não disponíveis* aqueles municípios em que não foi possível obter valores não nulos da arrecadação tributária nos RREOs para um período mínimo de 48 meses durante os anos de 2004 a 2010. Os erros mínimos foram alcançados nos demais grupos, apesar da presença de municípios selecionados não disponíveis. Optou-se por trabalhar com o número reduzido de municípios com informações disponíveis, em vez de efetuar novas seleções e agravar o problema de viés na amostra. No estrato certo, outros três municípios também não possuíam informações disponíveis. Da amostra total de 326 municípios inicialmente selecionados (214

municípios do estrato amostral e 112 do estrato certo), somente foi possível contar com 297 municípios com informações disponíveis. Os municípios selecionados e sua disponibilidade de informações estão listados na tabela A.2 do anexo.

TABELA 4

Grupos homogêneos da amostra aleatória estratificada

Grupo	Estrato	Número de municípios	Municípios não selecionados	Municípios selecionados		Erro amostral (%)
				Disponíveis	Não disponíveis	
Grupo 1	Amostral	4.677	4.601	59	17	26,2
Grupo 2	Amostral	469	445	21	3	14,6
Grupo 3	Amostral	187	148	36	3	6,6
Grupo 4	Amostral	79	34	43	2	2,8
Grupo 5	Amostral	40	10	29	1	1,7
Grupo 6	Certo	112	0	109	3	-
Total	-	5.564	5.238	297	29	

Fonte: Finbra/Imputado. Elaboração própria.

Como mencionado anteriormente, as informações mensais do IPTU e do ISS nos 297 municípios, no período de 2004 a 2010, foram extraídas dos RREOs disponíveis no SISTN, além de fontes adicionais como os TCs subnacionais, os sítios das próprias prefeituras e até mesmo o contato direto com os contadores destas últimas.¹⁰ A arrecadação dos principais tributos municipais em frequência mensal está disponível diretamente na *Receita Corrente Líquida* (RCL) – Anexo III dos RREOs – do sexto bimestre de cada ano.

Contudo, as informações contidas nestes relatórios são, em vários casos, de má qualidade. Por isto, foram desenvolvidos mecanismos de checagem fazendo uso das várias informações redundantes disponíveis, como os valores acumulados da arrecadação no ano corrente publicados no ano corrente, os valores acumulados no ano anterior publicados no ano corrente, as informações bimestrais no *Demonstrativo do Resultado Primário* (DRP) – Anexo VII – e outras fontes divulgadas pelos municípios. Pode-se, assim, comparar os vários valores redundantes da arrecadação, identificar erros comuns como a divulgação da arrecadação acumulada no ano em campos onde deveria estar o valor do mês (ou do bimestre), erros de digitação, valores que modificam a unidade passando a constar milhares de reais, entre outros. Em função dos elevados custos operacionais, os esforços de complementação e correção de dados foram concentrados sobre os municípios com maior importância na arrecadação.

10. Por exemplo, o município de Osasco (SP), que não disponibiliza seus dados na base SISTN, gentilmente cedeu os dados de arrecadação após contato telefônico.

Após serem submetidos a estes procedimentos, ficaram disponíveis séries completas do ISS e do IPTU para 144 municípios no período de 2004 a 2010. Nos demais 153 municípios, as informações ausentes foram estimadas utilizando a tendência linear do mês considerado. Ao fim, foi possível contar com estimativas das séries mensais do IPTU e do ISS nos 297 municípios selecionados com informações disponíveis.

O próximo passo consistiu em construir índices com a evolução mensal dos impostos em cada um dos 297 municípios e aplicá-los aos respectivos valores anuais de referência do Finbra/Imputado de 2004 a 2009. No ano de 2010 é possível obter um indicador conjuntural aplicando o índice com a evolução mensal dos impostos sobre o valor de referência do Finbra/Imputado de 2009. Obviamente, este indicador conjuntural estará sujeito à revisão após o Finbra 2010 ser disponibilizado.

Novos índices de evolução mensal dos impostos foram então criados, desta feita índices agregados para cada um dos seis grupos homogêneos de municípios, a partir dos valores mensalisados do Finbra/Imputado na amostra de 297 municípios. Por fim, os seis índices foram aplicados aos respectivos valores totais da arrecadação de cada grupo de municípios homogêneos, obtendo-se as séries mensais agregadas do IPTU e do ISS no período de 2004 a 2010. Os resultados destes procedimentos são apresentados na próxima seção e na tabela A.1 do anexo.

4 FATOS ESTILIZADOS DA ARRECAÇÃO DO IPTU E DO ISS

Esta seção tem como objetivo identificar e analisar os principais *fatos estilizados* da arrecadação do IPTU e do ISS, a partir dos resultados do painel de dados Finbra/Imputado e das séries mensais agregadas construídas utilizando a metodologia apresentada na seção anterior. As estimativas mensais da arrecadação do IPTU e do ISS no período de 2004 a 2010 estão reportadas nos gráficos 2 e 3 – e no anexo. A tabela 5, na sequência, mostra a participação desses tributos no PIB e no total da receita tributária dos municípios. As medidas de desigualdade da distribuição do PIB e da receita tributária entre os municípios do Brasil podem ser visualizadas na tabela 6. Nesta tabela, também estão apresentadas as razões de concentração que medem o grau de desigualdade das fontes da receita tributária, decompostas em ISS, IPTU e demais.

Observa-se que a sazonalidade do IPTU apresenta um padrão bastante regular (gráfico 2). A arrecadação do imposto está concentrada no primeiro trimestre do ano, sobretudo em fevereiro, e passa a cair progressivamente nos demais meses do ano. Em média, cerca de 20% da arrecadação do IPTU ocorrem em fevereiro e 43%, no primeiro trimestre do ano. Isso se deve, em grande medida, aos planos de incentivo para o pagamento do tributo em parcela única. Os contribuintes que não aderem à parcela única realizam pagamentos de parcelas normalmente fixas

em termos nominais, observando queda no valor real dos montantes arrecadados ao longo do ano.

GRÁFICO 2

Estimativa da arrecadação mensal do IPTU

(Em R\$ milhões de dezembro de 2010 – deflacionados pelo IPCA)

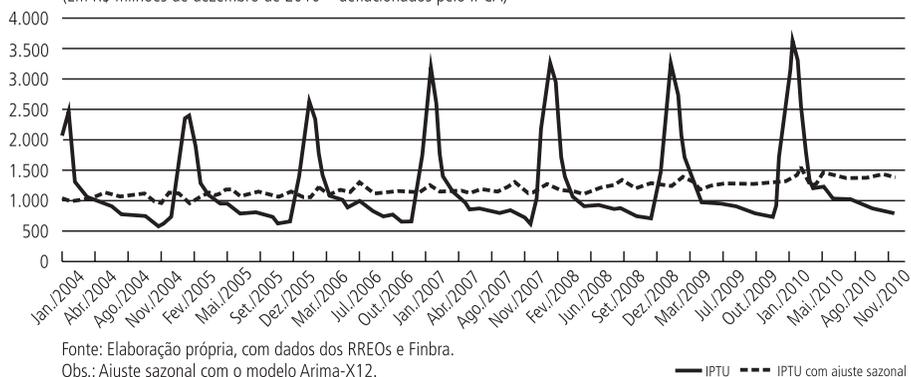


GRÁFICO 3

Estimativa da arrecadação mensal do ISS

(Em R\$ milhões de dezembro de 2010 – deflacionados pelo IPCA)



A série do ISS no gráfico 3 também mostra um padrão sazonal muito claro, explicado, neste caso, fundamentalmente pela sazonalidade das atividades do setor de serviços, que se aquecem no último trimestre do ano e desaceleram nos trimestres seguintes. Outro aspecto importante é o crescimento quase contínuo dos valores do ISS com ajuste sazonal durante o período de 2004 a 2010, com apenas uma breve interrupção em outubro de 2008 causada pelo contágio da crise internacional na economia brasileira. Note-se, entretanto, que já em março de 2009 a arrecadação do ISS havia recuperado o patamar anterior à crise.

TABELA 5

Participações dos tributos na receita tributária e no PIB – 2002-2009

(Em %)

Participação na receita tributária	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Receita tributária (total)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
IPTU	26,5	25,0	24,0	23,9	22,8	21,6	20,4	20,8
ISS	32,2	30,0	31,0	33,9	35,5	35,9	37,7	38,2
Demais receitas tributárias	41,3	45,1	44,9	42,2	41,7	42,4	41,9	41,0
Participação no PIB	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Receita tributária (total)	1,79	1,91	1,96	1,94	2,02	2,06	2,10	2,18
IPTU	0,48	0,48	0,47	0,46	0,46	0,45	0,43	0,45
ISS	0,58	0,57	0,61	0,66	0,72	0,74	0,79	0,83
Demais receitas tributárias	0,74	0,86	0,88	0,82	0,84	0,88	0,88	0,89

Fontes: Dados do Finbra/Imputado e do IBGE. Elaboração própria.

Obs.: Inclui os dados de Brasília (DF).

TABELA 6

Razões de concentração do PIB municipal, da receita tributária e dos seus principais componentes – 2002-2009

Razões de concentração	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
PIB municipal	0,860	0,854	0,858	0,862	0,861	0,862	-	-
Receita tributária (total)	0,938	0,937	0,936	0,931	0,929	0,928	0,926	0,925
Ordenamento pela receita tributária								
IPTU	0,954	0,955	0,956	0,954	0,954	0,953	0,953	0,951
ISS	0,947	0,946	0,944	0,941	0,937	0,936	0,934	0,932
Demais receitas tributárias	0,920	0,921	0,921	0,910	0,908	0,908	0,906	0,905
Receita tributária (total)	0,927	0,925	0,926	0,922	0,920	0,919	-	-
Ordenamento pelo PIB municipal								
IPTU	0,942	0,942	0,943	0,942	0,942	0,942	-	-
ISS	0,942	0,941	0,938	0,935	0,930	0,929	-	-
Demais receitas tributárias	0,906	0,906	0,908	0,900	0,898	0,898	-	-

Fontes: Dados do Finbra/Imputado e do IBGE. Elaboração própria.

Obs.: As razões de concentração do PIB municipal e da receita tributária total correspondem aos respectivos índices de Gini.

As receitas do IPTU, por sua vez, estão menos sujeitas às flutuações no nível geral das atividades econômicas do país – sua base de cálculo (valor venal das propriedades urbanas) é mais estável – propiciando, assim, um fluxo mais regular de arrecadação que facilita a administração financeira por parte dos municípios. Contudo, seu crescimento foi muito inferior ao do ISS. Tomando-se as séries com ajuste sazonal no período de janeiro de 2004 a dezembro de 2009, o ISS cresceu a

uma taxa mensal quase quatro vezes superior à do IPTU (crescimento de 0,93% ao mês do ISS e 0,23% ao mês do IPTU).

Os resultados da tabela 5 também permitem traçar comparações entre as evoluções do ISS e do IPTU para o período de 2002 a 2009. Esses dois impostos seguem como os principais arrecadados na esfera municipal, correspondendo a 59% do total das receitas tributárias dos municípios e 1,3% do PIB no ano de 2009. Mas enquanto o ISS aumentou seu peso na receita tributária dos municípios em cerca de 6 pontos percentuais (p.p.) de 2002 a 2009 (de 32,2% para 38,2%) e avançou sua participação no PIB (de 0,58% para 0,83%), o IPTU observou uma queda equivalente na sua importância sobre a receita tributária (de 26,5% para 20,8%) e permaneceu relativamente estabilizado em proporção do PIB (na média de 0,46% do PIB). No período em questão, o ISS foi o principal responsável pela expansão da arrecadação própria dos municípios.

Outro fato estilizado importante é o elevado grau de concentração da arrecadação tributária, conforme indicam os resultados apresentados na tabela 6. Em 2007, por exemplo, o índice de Gini da distribuição do PIB municipal era de 0,86 enquanto o índice de Gini da receita tributária dos municípios atingiu 0,92/0,93 (dependendo do ordenamento dos municípios). Decompondo-a por tributos, verificam-se razões de concentração ainda mais altas para o ISS e, principalmente, o IPTU.

O município de São Paulo concentrava 6% da população do país em 2004, 11,6% do PIB municipal, 16% da receita tributária, 23,2% do IPTU e 22% do ISS. Consideradas somente a capital federal e as capitais dos maiores estados das regiões Sul e Sudeste – São Paulo, Brasília, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Porto Alegre e Curitiba –, chega-se a 13,6% da população, 25,1% do PIB municipal, 42,9% da arrecadação do IPTU e 43,7% do ISS. A amostra formada pelos 112 municípios com as maiores arrecadações tributárias concentra 39,4% da população, 58,3% do PIB, 77,8% da arrecadação tributária, 79,6% do IPTU e 79,5% do ISS. Verifica-se, assim, que a arrecadação tributária municipal está extremamente concentrada nas capitais e nas maiores cidades do país, especialmente nas regiões mais desenvolvidas.

Contudo, os mesmos indicadores apresentados na tabela 6 mostram que houve uma queda progressiva na desigualdade da distribuição da receita tributária entre os municípios do Brasil de 2002 a 2009, exceto em 2004 no ordenamento pelo PIB municipal. A principal razão desta queda foi a redução da desigualdade na arrecadação do ISS, cujas razões de concentração mostraram decréscimos em todos os anos considerados, comportamento bastante distinto das razões de concentração do IPTU que mudaram muito pouco na maior parte do período e somente mostraram ligeiras quedas no período mais recente. Essa queda na desigualdade nos permite

concluir que o crescimento da receita tributária municipal nos últimos anos vem sendo impulsionado em grande medida pela expansão da arrecadação do ISS nos municípios de pequeno e médio porte, como já apontado na Confederação Nacional de Municípios (CNM, 2007).

Pode-se, assim, destacar alguns *fatos estilizados* relacionados à arrecadação do IPTU e do ISS no período analisado:

- 1) A arrecadação do IPTU apresenta um padrão sazonal bastante regular, concentrado no primeiro trimestre do ano, e pouco sensível às flutuações no nível geral de atividade econômica, características que facilitam a administração financeira dos municípios.
- 2) A arrecadação do ISS segue de maneira aproximada a sazonalidade do PIB do setor de serviços – além do ritmo das atividades econômicas em geral –, que se aquece no último trimestre do ano e desacelera nos trimestres seguintes.
- 3) O ISS e o IPTU são os principais impostos arrecadados na esfera municipal e correspondem a quase 60% das receitas tributárias dos municípios, mas houve aumento da importância do ISS que avançou cerca de 6 p.p. no total das receitas tributárias dos municípios (de 32,2% em 2002 para 38,2% em 2009) com redução equivalente do IPTU (de 26,5% em 2002 para 20,8% em 2009).
- 4) Há um elevado grau de concentração da arrecadação tributária nas capitais e nas maiores cidades do país, sobretudo nas regiões mais desenvolvidas. Tal concentração é ainda maior para o IPTU e o ISS.
- 5) As evidências recentes são de ligeira melhora nesse quadro devido à expansão das receitas tributárias concomitante à queda contínua na desigualdade da distribuição destas últimas entre os municípios do Brasil – em benefício dos municípios menores.
- 6) A principal causa do padrão de crescimento das receitas tributárias municipais com redução da desigualdade entre os municípios é o aumento proporcionalmente maior do ISS nos municípios de pequeno e médio porte. Com efeito, a arrecadação agregada do ISS cresceu substancialmente em proporção do PIB – e no total da carga tributária – e o grau de desigualdade entre as arrecadações municipais do ISS diminuiu significativamente.
- 7) A arrecadação agregada do IPTU, em contrapartida, perdeu importância na carga tributária e no PIB. Ademais, o grau de desigualdade entre as arrecadações municipais do IPTU diminuiu muito pouco.

Uma vez identificados os principais *fatos estilizados* relacionados à arrecadação do IPTU e do ISS, parece apropriado ocupar o restante deste texto com uma análise preliminar dos seus determinantes – à luz, sempre que possível, da literatura sobre a arrecadação tributária dos municípios do Brasil, por exemplo, nos trabalhos de Varsano (1977), Afonso *et al.* (1998) e Carvalho Jr. (2006, 2009).

Primeiramente, observa-se que a concentração da arrecadação tributária reflete, em grande medida, as heterogeneidades estruturais do país (urbana *versus* rural; metrópoles *versus* pequenas cidades, intra e inter-regiões etc.) – e, portanto, a elevada concentração das bases tributáveis em poucos municípios. Ademais, vale destacar que os tributos de competência municipal são eminentemente urbanos e possuem bases de incidência concentradas nos grandes centros, tais como os imóveis urbanos regularizados e valorizados e as atividades formalizadas de serviços – que servem de referência para o IPTU e o ISS, respectivamente.

Em segundo lugar, há uma série de obstáculos – econômicos, administrativos e políticos – que dificultam a arrecadação dos tributos municipais e tendem a ser maiores nos pequenos municípios, e que, conseqüentemente, favorecem o grau de concentração da arrecadação. Os obstáculos econômicos e administrativos estão relacionados aos elevados recursos financeiros, técnicos e humanos requeridos pelas estruturas de arrecadação e de fiscalização – e que dificilmente estão disponíveis nos menores municípios. Note-se, em particular, que os tributos de arrecadação municipal são de administração complexa, exigindo o estabelecimento de cadastros com grande número de informações – dos prestadores de serviços e dos imóveis –, que devem ser permanentemente atualizados, e, no caso do IPTU, da planta genérica de valores que demanda processos sofisticados de avaliação e atualização.

Já em relação aos obstáculos políticos – e à própria cultura fiscal do país –, deve-se considerar, por um lado, os custos políticos de se tributar o patrimônio imobiliário das famílias, no caso do IPTU, que é um tributo direto de alta visibilidade, ou o setor de serviços, que possui elevada influência principalmente nas menores prefeituras. Por outro lado, há um desestímulo ao esforço de arrecadação própria oferecido pela via mais cômoda das transferências que se fundamentam, em grande medida, na arrecadação de tributos menos visíveis por outros entes da Federação (União e estados), de incidência indireta e cumulativa, e critérios de rateio que favorecem os municípios de menor porte.

Desta maneira, a elevada desigualdade da distribuição da receita tributária municipal pode ser atribuída não somente à concentração das bases tributáveis, mas também aos obstáculos de diversas naturezas que tendem a dificultar – ou ao menos não incentivar – a arrecadação própria pelos menores municípios. Somente um pequeno conjunto de municípios possui bases tributárias mais abrangentes e é capaz de estabelecer diretrizes mais técnicas e estrutura mais adequada de

arrecadação e fiscalização. Em contrapartida, as bases de arrecadação própria dos menores municípios do Brasil são bem mais restritas e, conseqüentemente, suas finanças frágeis e dependentes das transferências dos demais entes da Federação.

No entanto, os dados apresentados neste texto indicam melhorias neste quadro no período recente. Como observado anteriormente, o período atual se caracteriza por um padrão de crescimento da arrecadação própria municipal com queda no seu grau de desigualdade – que pode ser atribuído principalmente à dinâmica recente do ISS nos municípios de pequeno e médio porte. No agregado, o crescimento da arrecadação própria, concomitante à ampliação das transferências intergovernamentais e à queda nos juros nominais, contribuiu consideravelmente para a melhoria das contas públicas municipais nos últimos anos.

A que se deve este crescimento da arrecadação própria, sobretudo do ISS, que privilegiou proporcionalmente mais os menores municípios? Um primeiro fator explicativo é a própria expansão da base de incidência dos tributos de competência municipal. No período em questão, o setor de serviços cresceu mais intensamente do que as demais atividades econômicas; e o grau de formalização da economia aumentou. Segundo os dados das contas nacionais do IBGE, a participação do valor adicionado do setor de serviços no valor adicionado total caiu de 66,3% em 2002 para 63% em 2004 e, desde então, passou a crescer progressivamente até alcançar 68,5% em 2009. Em outras palavras, as bases de incidência dos tributos municipais cresceram acima do PIB e, por conseguinte, impulsionaram sua arrecadação.

Mas isto é insuficiente para explicar o padrão de crescimento da arrecadação com maior intensidade nos pequenos e médios municípios, mesmo porque os resultados da tabela 6 mostram que o índice de Gini do PIB dos municípios permaneceu relativamente estável. Um fator explicativo adicional está ligado às mudanças ocorridas na legislação dos tributos, como aquelas do ISS com a Emenda Constitucional (EC) nº 37/2002 e a Lei Complementar nº 116/2003 – bem como por mudanças nas leis municipais desde então –, e de certa forma à LRF de 2000, que inclui medidas de restrições às isenções tributárias e estímulos à arrecadação própria.

Em relação à legislação do ISS, dois conjuntos de medidas parecem ter contribuído para o crescimento proporcionalmente maior da arrecadação nos municípios menores. Primeiramente, a atualização e ampliação da lista de serviços sujeitos ao ISS, com o aperfeiçoamento na redação da legislação de maneira a precisá-los melhor – notadamente os serviços prestados por bancos, cartões de crédito, serviços de informática, franquias e serviços agrícolas. Tais medidas não somente ampliaram a base de incidência do tributo, como também facilitaram sua cobrança ao pacificar disputas judiciais, o que tende a favorecer os pequenos e médios municípios que têm menos capacidade de lutar por seus direitos na justiça do que os maiores.

Em segundo lugar, um conjunto de medidas voltadas para coibir a “guerra fiscal” do ISS, como a imposição de alíquota mínima (2%) em grande parte dos serviços tributáveis, a ampliação da base de serviços tributados *no destino* e, no caso dos serviços cobrados *na origem*, a possibilidade de retenção na fonte e a mudança na caracterização do “local do estabelecimento prestador” – que passou a se referir ao local onde é desenvolvida a atividade de prestação de serviços e não somente à empresa sede. Na situação anterior, o tributo podia ser recolhido no município onde se localizava a sede da empresa prestadora de serviços e não havia limites mínimos às alíquotas. Isto conferia maior margem de manobra para que os municípios, especialmente aqueles próximos aos grandes centros urbanos, entrassem em disputa para atrair as sedes das empresas – ou ao menos evitar sua mudança para outros municípios – por meio da redução das alíquotas do ISS, entre outros benefícios fiscais. Constituíram-se, assim, verdadeiros paraísos fiscais em que, muitas vezes, as empresas se instalavam “virtualmente” em sedes de fachada, sem estabelecer atividades “reais” e inclusive mantendo os “estabelecimentos prestadores” nos municípios onde os serviços eram verdadeiramente oferecidos.

A queda na arrecadação agregada do imposto e sua concentração em poucos municípios das regiões metropolitanas são alguns dos resultados mais imediatos desse comportamento predatório. É possível que as modificações na legislação do ISS tenham coibido parcialmente este comportamento, dando lugar a uma tendência de uniformização das alíquotas do ISS, que contribuiu para o aumento no nível geral de arrecadação com redução da sua desigualdade entre municípios.¹¹

Deve-se reconhecer, portanto, que houve um maior esforço de arrecadação própria dos municípios nos últimos anos, correlacionado com as mudanças na legislação e com a modernização nos seus aparelhos de arrecadação e fiscalização, explorando-se mais bases tributárias relativamente pouco exploradas, principalmente nos pequenos e médios municípios. Por exemplo, as informações das pesquisas municipais do IBGE (2005, 2010) mostram uma ampliação significativa dos municípios com cadastros do ISS no período de 2002 a 2009, principalmente os informatizados. Em 2009, algo próximo de 91% dos municípios do país apresentavam cadastro do ISS e 78% dos municípios possuíam cadastros informatizados, números bastante distintos dos 72% de municípios com cadastros e 57% com cadastros informatizados no ano de 2002. No caso do IPTU, a cobertura de municípios com

11. Vale dizer que a “guerra fiscal” do ISS persiste até os dias de hoje, seja porque residem incertezas nas diferentes interpretações sobre o local de recolhimento do tributo, seja porque os municípios permanecem oferecendo alíquotas efetivas abaixo do mínimo e/ou instrumentos equivalentes. O caso mais notável é o de Barueri (SP), sede de parcela considerável das maiores empresas de arrendamento mercantil (leasing) do país, que oferecia alíquotas do ISS inferiores ao mínimo de 2% até o ano de 2007 e, desde a Lei Complementar nº 185/2007 do município, passou a “respeitar o piso da alíquota”, mas estipula uma série de itens que podem ser excluídos do preço final dos serviços (tributos federais, receitas de terceiros etc.). Na prática, as exclusões reduzem a base de cálculo do imposto e têm efeito equivalente ao da redução de alíquota.

cadastros já era elevada – em comparação ao ISS –, mas ainda assim se ampliou (de 91,3% em 2002 para 93,9% em 2009, sendo que aqueles informatizados aumentaram de 78,2% para 83,9% no mesmo período), destacando-se o aumento na participação de municípios com planta genérica de valores dos imóveis (de 72,2% para 78,9% do total de municípios no período 2006-2009 e as plantas genéricas informatizadas de 56,1% para 62,8% nos mesmos anos). Segundo a CNM (2007), o esforço de arrecadação própria também é uma reação natural dos municípios ao aumento de suas atribuições, em função do processo de descentralização das políticas públicas (saúde, educação e assistência social) desde a CF/1988.

É digno de nota, entretanto, que o esforço de arrecadação própria parece estar concentrado no ISS, com poucos reflexos sobre o IPTU. Como observado, a arrecadação do IPTU não somente caiu em proporção do PIB nos últimos anos, caracterizados por expressiva valorização dos preços dos imóveis em diversas regiões do país, como seu grau de desigualdade se manteve relativamente inalterado.

A legislação do IPTU, a exemplo do ISS, passou por modificações importantes, após a EC nº 29/2000 e a Lei do Estatuto da Cidade de 2001, que abriram caminho para o uso da progressividade fiscal, relacionada às alíquotas crescentes sobre o valor venal do imóvel com finalidade de arrecadação e promoção da justiça tributária, e da progressividade extrafiscal. Nesta última, as alíquotas são diferenciadas de acordo com uso, localização e tempo em que o imóvel urbano está não edificado, subutilizado ou não utilizado; objetivando-se induzir que a propriedade do imóvel atenda à sua função social, conforme as diretrizes do plano diretor municipal.

Mesmo prevista na CF/1988, a progressividade nas alíquotas do IPTU estava, até então, limitada pelas decisões judiciais desfavoráveis que faziam com que as alíquotas fossem normalmente estabelecidas em valor fixo e mínimo. No caso da progressividade fiscal, não havia referência explícita na CF e a interpretação que predominou no Judiciário até 2000 era de julgá-la inconstitucional – por ferir o princípio da isonomia e as disposições sobre não confiscatoriedade e capacidade contributiva, não refletidas adequadamente no valor venal do imóvel –, exceto quando vinculada à função social de propriedade. Mesmo neste último caso, a aplicação estava restrita porque a função social da propriedade urbana somente foi regulamentada com a Lei do Estatuto da Cidade de 2001, que também prevê a possibilidade de aumentos anuais nas alíquotas do IPTU (até o limite de 15%) para imóveis que não atendem às diretrizes do plano diretor do município. A EC nº 29/2000, por sua vez, autorizou alíquotas progressivas do IPTU de acordo com o valor do imóvel, a localização e o uso. Houve, portanto, uma modificação em relação ao período anterior, inclusive com a interpretação do Supremo Tribunal Federal (STF) de que a progressividade do IPTU se tornou constitucional mesmo não atrelada ao cumprimento da função social em julgamento no ano de 2006, passando a favorecer o uso da progressividade do IPTU, ainda que as disputas judiciais prossigam até os dias atuais.

Diante da modificação desse quadro no período mais recente, as alíquotas progressivas têm sido cada vez mais utilizadas, sobretudo pelos maiores municípios, mas, a julgar pelos resultados agregados, não há indícios claros de modificações substanciais no montante ou no grau de desigualdade da arrecadação entre os municípios. Essas afirmações são corroboradas por Carvalho Jr. (2006), que analisa a aplicação de alíquotas progressivas do IPTU nas capitais estaduais e conclui que não houve elevação significativa na arrecadação do imposto, apesar da redução na regressividade da tributação entre os contribuintes.¹²

Independentemente das mudanças nas alíquotas, o IPTU está sujeito ao problema adicional de atualização da planta de valores que serve de base para seu cálculo, diferentemente do ISS cuja base de incidência é o próprio preço do serviço. Normalmente, os valores venais dos imóveis, estabelecidos por lei municipal para a cobrança do IPTU, estão abaixo dos seus valores de mercado, como apontado já em Varsano (1977) e em Carvalho Jr. (2006, 2009). Esta diferença tende a ser maior nos imóveis mais valorizados, cujos valores de mercado aumentam mais rapidamente. Isto faz com que a alíquota efetiva nesses imóveis, com valores venais crescentemente defasados, seja cada vez mais baixa e torna a base de cálculo do imposto mais regressiva entre os contribuintes.

Por este motivo, Carvalho Jr. (2009) afirma que o principal desafio da arrecadação do IPTU tende a ser o sistema avaliatório, que em grande parte dos municípios brasileiros é antigo e desatualizado e não reflete o dinamismo do mercado imobiliário. Sob tais condições, ainda que os valores de mercado dos imóveis em média acompanhem – e até mesmo superem – o crescimento do PIB, isso não acontece com os valores venais. Por conseguinte, tende a haver queda nas alíquotas efetivas do IPTU e na arrecadação agregada em proporção do PIB.

Sendo assim, é provável que a queda do IPTU em proporção do PIB nos últimos anos seja um reflexo dos já conhecidos problemas nos sistemas de avaliação dos imóveis e do não aproveitamento do potencial de arrecadação das alíquotas progressivas. Ressalte-se ainda que medidas deste caráter seguem sendo de difícil implementação, menos pela complexidade dos procedimentos envolvidos – que estão cada vez mais acessíveis –, e mais pelas resistências políticas que encontram. As alíquotas progressivas, o Plano Diretor do município e a atualização da planta de valores dos imóveis devem ser elaborados como projetos de lei pelo Poder Executivo municipal para a aprovação pela Câmara de Vereadores, o que envolve um processo de grande desgaste político e indisposição com o eleitorado.

12. Vale observar que a análise de Carvalho Jr. (2006) foca a distribuição da incidência do tributo sobre as famílias ou contribuintes, e não a distribuição da arrecadação entre os municípios. Ademais, a alíquota progressiva não necessariamente implica aumento da arrecadação agregada no município, somente abre esta possibilidade.

É razoável crer que – com a crescente conscientização da população acerca das injustiças no atual sistema tributário nacional – o IPTU venha a ser cada vez mais utilizado como mecanismo de promoção da justiça tributária, de política urbana e mesmo de ampliação da arrecadação dos municípios, via imposição de alíquotas progressivas e melhoras administrativas como o recadastramento e a atualização das plantas de valores dos imóveis. Entretanto, esta melhora deve permanecer majoritariamente restrita aos grandes centros urbanos, ao menos no futuro próximo, seja porque estes enfrentam menores obstáculos políticos, seja porque concentram os imóveis urbanos mais valorizados. Dito de outro modo, não parece haver no momento uma tendência de diminuição do elevado grau de concentração da arrecadação do IPTU entre os municípios. O que não significa dizer que não se reconheça seu potencial como instrumento de política urbana e de melhoria da qualidade do sistema tributário, via substituição de impostos de incidência cumulativa e regressiva.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nas seções anteriores: *i*) propôs-se uma metodologia de construção de séries de alta frequência para as arrecadações agregadas do IPTU e do ISS – metodologia que pode ser adaptada com relativa facilidade para a construção de outras séries de alta frequência sobre as finanças públicas municipais brasileiras; e *ii*) reportaram-se e discutiram-se os *fatos estilizados* mais importantes verificados nas (novas) estimativas das arrecadações agregadas do IPTU e do ISS em frequência mensal de 2004 a 2010 e anual de 2002 a 2009.

Naturalmente, foi necessário adotar um número relativamente grande de hipóteses não triviais na construção das estimativas reportadas neste trabalho que são, portanto, aproximações admitidamente imperfeitas da realidade. Ainda assim, e mesmo reconhecendo que há considerável espaço para aperfeiçoamento dos procedimentos de estimação aqui apresentados – e torcendo para que outros pesquisadores se interessem em aperfeiçoá-los –, acredita-se que as estimativas apresentadas possam ser úteis em análises econométricas e/ou históricas que tratem de questões relacionadas ao esforço de arrecadação dos municípios brasileiros. Ademais, e não menos importante, espera-se que as estimativas sejam úteis também em novos esforços de mensuração das cargas tributárias bruta e líquida brasileiras em bases trimestrais (SANTOS; COSTA, 2008; SANTOS; MACEDO E SILVA; RIBEIRO, 2010).

Cabe ressaltar, finalmente, que o presente trabalho é parte de um esforço continuado para a construção de séries de alta frequência das finanças públicas dos estados e municípios brasileiros. Um próximo passo natural será generalizar a metodologia e construir séries em alta frequência para a totalidade das receitas municipais brasileiras.

Taxes levied by Brazil's 5.563 municipalities are significant components of the country's aggregate gross tax burden. However, official high-frequency aggregate data on these revenues are unavailable as of this moment. This paper develops a methodology for estimating them. Two procedures are adopted: i) cluster and interpolation techniques, in order to construct a panel with the annual revenues of all 5.563 Brazilian municipalities (and Brasilia, the country's capital) from 2002 to 2010; and ii) stratified random sampling and temporal disaggregation procedures, in order to estimate aggregate monthly revenues from a sample of 297 municipalities. Two primary sources of data are combined: annual data from Finanças do Brasil (Finbra) – Dados Contábeis dos Municípios (Finbra) from the Ministry of Finance and monthly data from the still relatively unknown Relatórios Resumidos de Execução Orçamentária (RREOs). The methodology was employed in the construction of monthly estimates of the revenues of the two most important Brazilian local taxes from 2004 to 2010. The paper also discusses some "stylized facts" found in the disaggregated annual data and aggregated high frequency data on the tax revenues of Brazilian municipalities.

Keywords: state and local tax revenues; time series; tax burden.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, J. R. R. *et al.* Municípios, arrecadação e administração tributária: quebrando tabus. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v. 5, n. 10, p. 3-36, dez.1998.
- ALBUQUERQUE, C.; MEDEIROS, M.; FEIJÓ, P. H. **Gestão de finanças públicas: fundamentos e práticas de planejamento, orçamento e administração financeira com responsabilidade fiscal**. 2. ed. Brasília: Coleção Gestão Pública, 2008.
- BRASIL. Secretaria do Tesouro Nacional (STN). **Perfil e evolução das finanças municipais 1998-2007**. Brasília, 2008.
- CARVALHO JÚNIOR, P. H. B. **IPTU no Brasil: progressividade, arrecadação e aspectos extra-fiscais**. Brasília: Ipea, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.251).
- _____. **Aspectos distributivos do IPTU e do patrimônio imobiliário das famílias brasileiras**. Brasília: Ipea, 2009 (Texto para Discussão, n. 1417).
- CNM. **A situação financeira dos municípios brasileiros: avaliação das despesas e receitas próprias de 2000 a 2007**. Brasília, 2007.
- DIAS, V. P.; ISSLER, J. V.; RODRIGUES, C. Interpolação de variáveis fiscais brasileiras usando representação de espaço de estados. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 38. 2010. **Anais eletrônicos ...** Salvador, dez. 2010. Disponível em: <<http://virtualbib.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE10/paper/view/2342/1136>>
- HARVEY, A. C.; PIERCE, R. G. Estimating missing observations in economic time series. **Journal of the American Statistical Association**, v. 79, p. 125-131, 1984.
- IBGE. **Perfil dos municípios brasileiros 2002**. Rio de Janeiro, 2005.
- _____. **Sistema de Contas Nacionais: Brasil referência 2000**. Rio de Janeiro, 2008 (Notas Metodológicas, n. 11).
- _____. **Perfil dos municípios brasileiros 2009**. Rio de Janeiro, 2010.
- MAURO, F.; SAVIO, G. Temporal disaggregation using multivariate structural time series models. **Econometrics Journal**, v. 8, p. 214-234, 2005.

MONCH, E.; UHLIG, H. Towards a monthly business cycle chronology for the Euro area. **Journal of Business Cycle Measurement and Analysis**, v. 2, n. 1, 2005.

SANTOS, C. H. M.; COSTA, F. R. Uma metodologia de estimação da carga tributária bruta brasileira em níveis trimestrais. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 4, p. 581-606, 2008.

_____; MACEDO E SILVA, A. C.; RIBEIRO, M. B. Uma metodologia de estimação da carga tributária líquida brasileira trimestral no período 1995-2009. **Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2, p. 209-236, maio/ago. 2010

ORAIR, R. O. *et al.* Uma metodologia de construção de séries de alta frequência das finanças municipais no Brasil com aplicação para o IPTU e o ISS (2004-2009). In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38. 2010. **Anais...** Salvador: SBE, dez. 2010.

SRFB. **Carga tributária no Brasil – 2008**. Brasília, jun. 2009 (Estudos Tributários, n. 21).

VARSANO, R. O Imposto Predial e Territorial Urbano: receita, equidade e adequação aos municípios. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 7, n. 3, p. 581-622, dez.1977.

(Originais submetidos em setembro de 2010. Última versão recebida em maio de 2011. Aprovada em setembro de 2011).

ANEXO

TABELA A.1

As estimativas propriamente ditas

(Em R\$ milhões nominais)

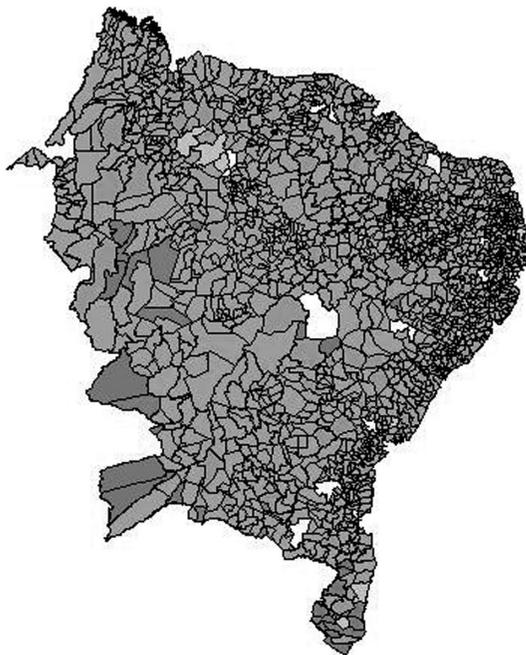
Mês-ano	IPTU	ISS	Mês-ano	IPTU	ISS
Janeiro/2004	1.156,62	972,73	Julho/2007	744,09	1.649,69
Fevereiro/2004	1.729,78	857,73	Agosto/2007	718,47	1.642,08
Março/2004	884,71	855,76	Setembro/2007	656,23	1.684,29
Abril/2004	746,82	924,41	Outubro/2007	727,07	1.735,26
Maior/2004	698,09	918,04	Novembro/2007	645,06	1.802,56
Junho/2004	664,52	940,56	Dezembro/2007	555,24	1.976,91
Julho/2004	587,26	991,64	Janeiro/2008	1.569,84	1.904,94
Agosto/2004	579,06	1.046,97	Fevereiro/2008	2.825,95	1.696,49
Setembro/2004	560,63	987,29	Março/2008	1.334,67	1.733,20
Outubro/2004	553,90	1.065,30	Abril/2008	1.017,55	1.834,54
Novembro/2004	418,23	1.093,79	Maior/2008	847,05	1.906,44
Dezembro/2004	516,79	1.244,73	Junho/2008	801,34	1.937,32
Janeiro/2005	1.281,12	1.196,83	Julho/2008	811,29	2.040,18
Fevereiro/2005	1.804,49	950,69	Agosto/2008	782,92	2.088,36
Março/2005	995,15	1.033,66	Setembro/2008	799,93	2.084,70
Abril/2005	857,38	1.146,22	Outubro/2008	725,92	2.128,05
Maior/2005	757,59	1.099,74	Novembro/2008	668,30	2.147,03
Junho/2005	746,64	1.136,33	Dezembro/2008	671,38	2.370,09
Julho/2005	632,35	1.202,79	Janeiro/2009	1.669,39	2.292,03
Agosto/2005	630,13	1.210,82	Fevereiro/2009	2.999,87	1.877,81
Setembro/2005	609,12	1.226,77	Março/2009	1.673,25	1.992,54
Outubro/2005	584,98	1.216,22	Abril/2009	1.240,67	2.064,37
Novembro/2005	504,62	1.284,44	Maior/2009	930,21	2.037,90
Dezembro/2005	543,40	1.451,73	Junho/2009	894,53	2.055,31
Janeiro/2006	1.298,77	1.409,96	Julho/2009	900,98	2.197,31
Fevereiro/2006	2.122,04	1.200,52	Agosto/2009	841,59	2.283,41
Março/2006	1.234,76	1.272,67	Setembro/2009	816,79	2.244,98
Abril/2006	885,13	1.341,11	Outubro/2009	768,97	2.279,60
Maior/2006	829,21	1.355,40	Novembro/2009	744,36	2.344,87
Junho/2006	724,90	1.350,89	Dezembro/2009	715,17	2.586,47
Julho/2006	790,17	1.402,57	Janeiro/2010	1.824,18	2.647,57
Agosto/2006	677,58	1.464,26	Fevereiro/2010	3.495,06	2.142,16
Setembro/2006	613,56	1.444,94	Março/2010	1.963,69	2.288,02
Outubro/2006	624,94	1.481,77	Abril/2010	1.201,03	2.551,62
Novembro/2006	556,10	1.504,87	Maior/2010	1.189,94	2.494,78
Dezembro/2006	550,08	1.722,32	Junho/2010	1.033,03	2.547,80
Janeiro/2007	1.403,96	1.694,84	Julho/2010	1.002,87	2.656,93
Fevereiro/2007	2.644,29	1.398,44	Agosto/2010	972,19	2.718,58
Março/2007	1.232,31	1.436,58	Setembro/2010	919,45	2.750,24
Abril/2007	969,05	1.543,11	Outubro/2010	878,34	2.759,38
Maior/2007	850,72	1.604,31	Novembro/2010	850,62	2.664,73
Junho/2007	730,05	1.585,12	Dezembro/2010	801,32	2.972,39

Fontes: Cálculos próprios a partir do Finbra e dos RREOs.

MAPA A.1

Grupos homogêneos de municípios utilizados na imputação do Finbra na grande região Nordeste¹

Clusters
região = Nordeste



grupo

01
0702
0803
0904
1005
1106
12

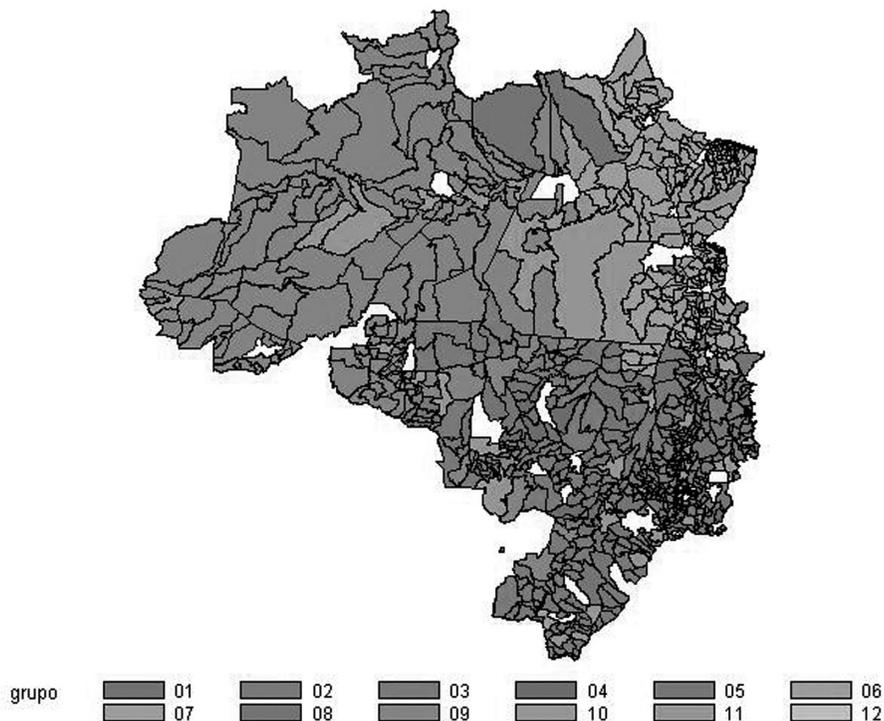
Fonte: Elaboração própria a partir da metodologia descrita na subseção 3.1.

Nota: ¹ Para a visualização dos mapas em cores, acessar: <<http://ipea.gov.br/005/0052001.jps?ttCDCHAVE=533>>

MAPA A.2

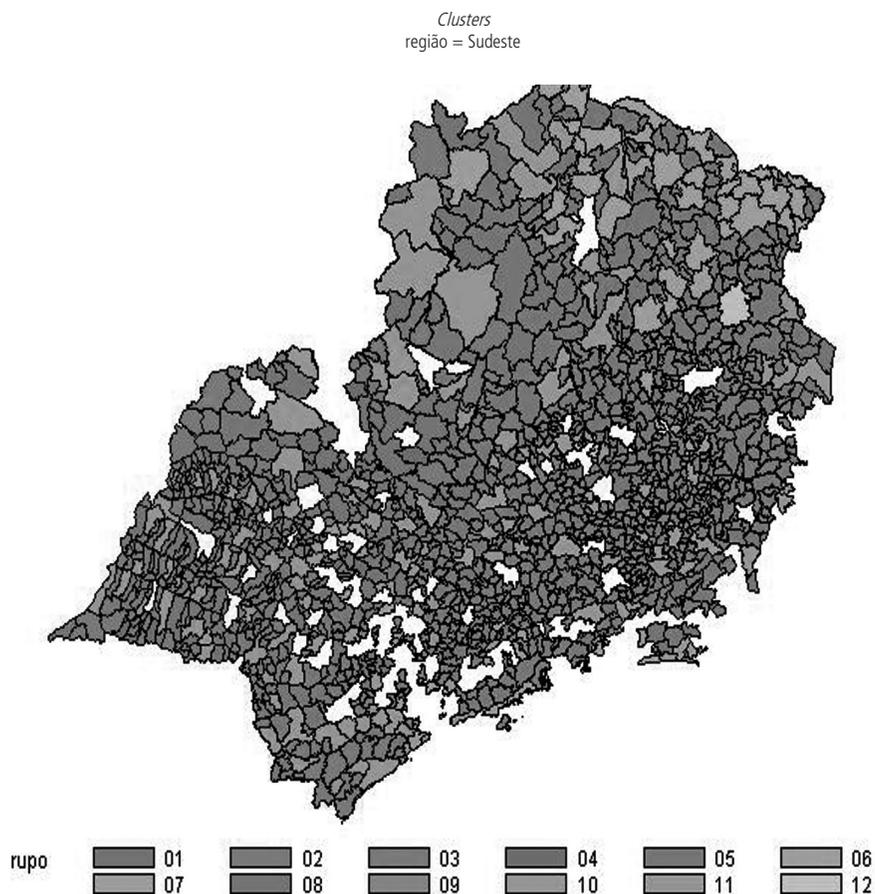
Grupos homogêneos de municípios utilizados na imputação do Finbra nas grandes regiões Norte e Centro-Oeste

Clusters
região = Norte e Centro-Oeste



Fonte: Elaboração própria a partir da metodologia descrita na subseção 3.1.

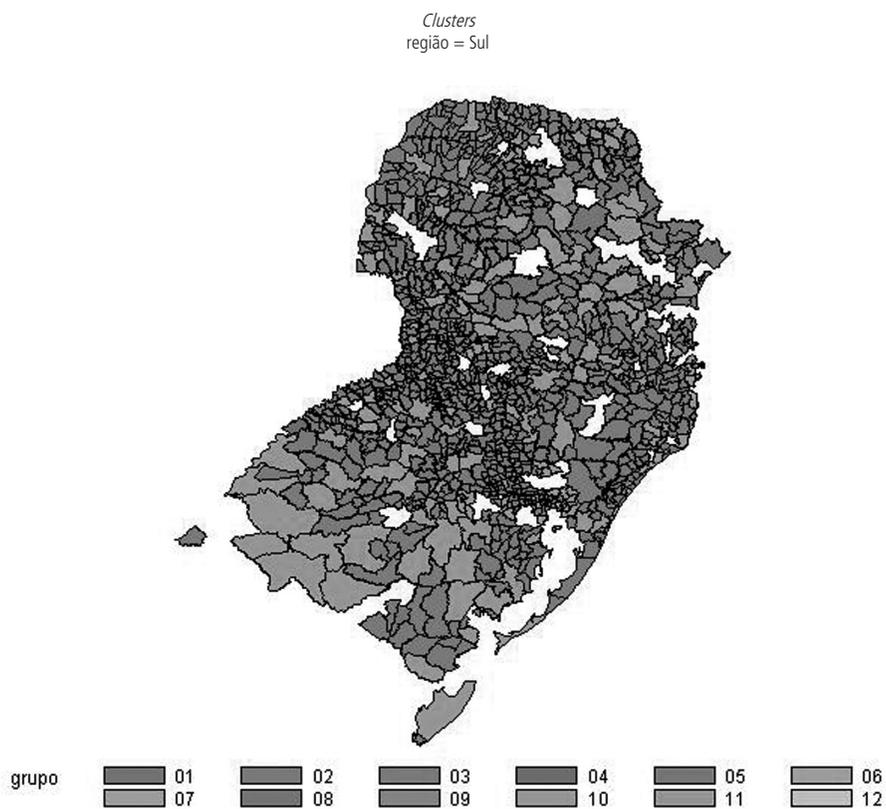
MAPA A.3

Grupos homogêneos de municípios utilizados na imputação do Finbra na grande região Sudeste

Fonte: Elaboração própria a partir da metodologia descrita na subseção 3.1.

MAPA A.4

Grupos homogêneos de municípios utilizados na imputação do Finbra na grande região Sul



Fonte: Elaboração própria a partir da metodologia descrita na subseção 3.1.

TABELA A.2

Municípios da amostra selecionada

Municípios com informações disponíveis no estrato certo – grupo 6					
São Paulo	SP	Sorocaba	SP	Serra	ES
Brasília	DF	Juiz de Fora	MG	Santa Maria	RS
Rio de Janeiro	RJ	Joinville	SC	Mauá	SP
Belo Horizonte	MG	Uberlândia	MG	Betim	MG
Porto Alegre	RS	Maceió	AL	Itajaí	SC
Curitiba	PR	Petrópolis	RJ	São Sebastião	SP
Campos dos Goytacazes	RJ	João Pessoa	PA	Balneário Camboriú	SC
Campinas	SP	Aracaju	SE	Feira de Santana	BA
Salvador	BA	Cuiabá	MT	Angra dos Reis	RJ
São Bernardo do Campo	SP	São José do Rio Preto	SP	Anápolis	GO
Fortaleza	CE	Canoas	RS	Foz do Iguaçu	PR
Recife	PE	Santana de Parnaíba	SP	Ipatinga	MG
Goiânia	GO	Diadema	SP	Nova Lima	MG
Macaé	RJ	Taubaté	SP	Cascavel	PR
Santos	SP	São Vicente	SP	São José dos Pinhais	PR
Manaus	AM	Maringá	PR	Uberaba	MG
Niterói	RJ	Blumenau	SC	Jaboatão dos Guararapes	PE
Guarulhos	SP	Piracicaba	SP	Ubatuba	SP
Belém	PA	Nova Iguaçu	RJ	Taboão da Serra	SP
Barueri	SP	Contagem	MG	Paranaguá	PR
Ribeirão Preto	SP	Mogi das Cruzes	SP	Pelotas	RS
Guarujá	SP	Paulínia	SP	Franca	SP
Florianópolis	SC	São Gonçalo	RJ	Chapecó	SC
Santo André	SP	Teresina	PI	Governador Valadares	MG
Campo Grande	MS	Bauru	SP	Americana	SP
Vitória	ES	Indaiatuba	SP	São Leopoldo	RS
São José dos Campos	SP	Bertioga	SP	Cabo Frio	RJ
Osasco	SP	Novo Hamburgo	RS	Araraquara	SP
Caxias do Sul	RS	Limeira	SP	Rio Claro	SP
São Luís	MA	Vila Velha	ES	São José	SC
Londrina	PR	Presidente Prudente	SP	Olinda	PE
Cubatão	SP	Volta Redonda	RJ	Ponta Grossa	PR
São Caetano do Sul	SP	Hortolândia	SP	Teresópolis	RJ
Praia Grande	SP	Marília	SP	São Carlos	SP
Natal	RN	Cotia	SP	Atibaia	SP
Jundiá	SP	Camaçari	BA		
Duque de Caxias	RJ	Porto Velho	RO		
Municípios com informações não disponíveis no estrato certo – grupo 6					
Coari	AM	Parauapebas	PA	Caraguatatuba	SP

(continua)

(continuação)

Municípios com informações disponíveis no estrato amostral – grupo 1					
Aparecida do Taboado	MS	Matelândia	PR	Terra Nova	PE
São Pedro do Sul	RS	Dionísio	MG	Lebon Régis	SC
Ouro Fino	MG	Simão Pereira	MG	Bocaina do Sul	SC
Agudos	SP	Serra do Ramalho	BA	Pedrinhas Paulista	SP
Icapuí	CE	Congonhinhas	PR	Tabaí	RS
Canápolis	MG	Campo Florido	MG	Sertão Santana	RS
Santa Rita do Pardo	MS	Pirajuba	MG	São José do Goiabal	MG
Apiáí	SP	Pedrinópolis	MG	Rio Preto	MG
Goiás	GO	Campinorte	GO	Trabiju	SP
Matupá	MT	Itacurubi	RS	Serra da Saudade	MG
Cachoeira Dourada	MG	Piquete	SP	Agronômica	SC
Paulicéia	SP	Lajeado	TO	Agudos do Sul	PR
Taiobeiras	MG	Piedade dos Gerais	MG	Nova Canaã	BA
Rio Piracicaba	MG	Estrela do Sul	MG	Alto Jequitibá	MG
Caiuá	SP	Macaubal	SP	Ouro Branco	AL
Centenário do Sul	PR	Clementina	SP	Antônio Olinto	PR
Caarapó	MS	Maracás	BA	Várzea	PA
Capitão Leônidas Marques	PR	Cerro Grande	RS	Serra Redonda	PA
Guiratinga	MT	Rio Doce	MG	Jacaré dos Homens	AL
Colorado	RS	Ibiassucê	BA		
Municípios com informações não disponíveis no estrato amostral – grupo 1					
Paraíso do Tocantins	TO	Aurora	CE	Brunópolis	SC
Delta	MG	Baliza	GO	Barcelona	RN
Itacaré	BA	Eirunepé	AM	Maraial	PE
Vale de São Domingos	MT	Panamá	GO	Itambé do Mato Dentro	MG
Moreilândia	PE	Tasso Fragoso	MA	Trizidela do Vale	MA
Santa Quitéria do Maranhão	MA	Conceição do Lago-Açu	MA		
Municípios com informações disponíveis no estrato amostral – grupo 2					
Jarinu	SP	Viana	ES	Vazante	MG
São Joaquim da Barra	SP	Alumínio	SP	Pilar do Sul	SP
Mata de São João	BA	Quissamã	RJ	Prudentópolis	PR
Andradas	MG	Candiota	RS	Coromandel	MG
Tietê	SP	Itararé	SP	Ilha Solteira	SP
São Miguel do Oeste	SC	Holambra	SP	Ibirubá	RS
Socorro	SP	São José de Ubá	RJ	São Francisco de Paula	RS
Municípios com informações não disponíveis no estrato amostral – grupo 2					
Águas de Lindóia	SP	Rio Acima	MG	São Fidélis	RJ

(continua)

(continuação)

Municípios com informações disponíveis no estrato amostral – grupo 3					
Cachoeirinha	RS	Saquarema	RJ	Itapeva	SP
Avaré	SP	Gramado	RS	Votuporanga	SP
Arujá	SP	Louveira	SP	Anchieta	ES
Cabo de Santo Agostinho	PE	Itatiaia	RJ	Xangri-lá	RS
Campo Bom	RS	Taquaritinga	SP	Guaratuba	PR
Tramandaí	RS	Pirassununga	SP	Porto Feliz	SP
Cianorte	PR	Itajubá	MG	Coronel Fabriciano	MG
Ilhabela	SP	Matinhos	PR	Ubá	MG
Ilha Comprida	SP	Itupeva	SP	Taquara	RS
Amparo	SP	Farroupilha	RS	Pontal do Paraná	PR
Salto	SP	Campo Limpo Paulista	SP	Jales	SP
Erechim	RS	Pirai	RJ	Ibiúna	SP
Municípios com informações não disponíveis no estrato amostral – grupo 3					
Simões Filho	BA	Porto Seguro	BA	Guamaré	RN
Municípios com informações disponíveis no estrato amostral – grupo 4					
Itapevi	SP	Boa Vista	RR	Pindamonhangaba	SP
Itapeçerica da Serra	SP	Barra Mansa	RJ	Mairiporã	SP
Petrolina	PE	Itapira	SP	Timóteo	MG
Resende	RJ	Cajamar	SP	Maricá	RJ
Sertãozinho	SP	Varginha	MG	Assis	SP
São João da Boa Vista	SP	Macapá	AP	Jaú	SP
Colombo	PR	Itatiba	SP	Campina Grande	PA
Caruaru	PE	São Bento do Sul	SC	Guaratinguetá	SP
Jaboticabal	SP	Guarapari	ES	Itapema	SC
Mongaguá	SP	Botucatu	SP	São Roque	SP
Bagé	RS	Ourinhos	SP	Moji Mirim	SP
Rio Branco	AC	Santa Bárbara d'Oeste	SP	Votorantim	SP
Itabira	MG	Toledo	PR	Parnamirim	RN
Birigui	SP	Ribeirão Pires	SP		
Campos do Jordão	SP	Santa Cruz do Sul	RS		
Municípios com informações não disponíveis no estrato amostral – grupo 4					
Sumaré	SP	Araruama	RJ		

(continua)

(continuação)

Municípios com informações disponíveis no estrato amostral – grupo 5					
Jacaré	SP	Itaquaquecetuba	SP	Gravataí	RS
Suzano	SP	Divinópolis	MG	Embu	SP
Itanhaém	SP	Itaguaí	RJ	Nova Friburgo	RJ
Rio das Ostras	RJ	Rio Grande	RS	Lauro de Freitas	BA
Montes Claros	MG	Valinhos	SP	Sete Lagoas	MG
Araçatuba	SP	Carapicuíba	SP	Barretos	SP
Passo Fundo	RS	Palmas	TO	Itu	SP
Jaraguá do Sul	SC	Mangaratiba	RJ	Rondonópolis	MT
Bragança Paulista	SP	Dourados	MS	Aparecida de Goiânia	GO
Rio Verde	GO	Araras	SP		
Municípios com informações não disponíveis no estrato amostral – Grupo 5					
Carapebus	RJ				

Fonte: Elaboração própria a partir da metodologia descrita na subseção 3.2.

CONSUMO DE SERVIÇOS MÉDICOS E MARCO REGULATÓRIO NO MERCADO DE SEGURO DE SAÚDE BRASILEIRO*

Marislei Nishijima**

Fernando Antonio Slaibe Postali***

Vera Lúcia Fava***

O objetivo deste artigo é investigar se a Lei nº 9.656/1998, que estabeleceu um novo marco regulatório do mercado brasileiro de seguro privado de saúde, afetou o comportamento dos portadores de seguros/planos privados de saúde em relação ao consumo de bens de saúde. Em termos mais específicos, investigamos se houve aumento do consumo de bens médicos, o que poderia sugerir intensificação do comportamento de risco moral, uma vez que a lei estabeleceu garantias mínimas aos segurados. A literatura sobre o tema apresenta evidências de sólida conexão entre risco moral e consumo de serviços médicos por segurados de saúde. Sob a hipótese de que a aprovação da nova lei representa um evento exógeno, o uso do estimador de diferenças-em-diferenças (DD) permite investigar se houve mudança de comportamento dos segurados em relação ao consumo de serviços médicos. Para esta finalidade, foram utilizadas as Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs) de 1998 e 2003, que contêm informações suplementares de saúde. Dois resultados principais são evidenciados: por um lado, verifica-se que os segurados consomem uma quantidade maior de bens médicos que os não segurados nos intervalos de tempo investigados, em conformidade com a literatura; por outro, a nova legislação teve efeito nulo sobre o consumo de serviços médicos.

Palavras-chave: Serviços Médicos, Diferenças-em-Diferenças, Regulação, Seguro de Saúde.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil estabeleceu o marco regulatório do setor privado de saúde em 1998, a partir da promulgação de uma nova legislação (Lei nº 9.656/1998 e Medida Provisória nº 1.665/1998). Foi instituído o Plano de Referência, que deve ser obrigatoriamente oferecido ao usuário e que define padrões de assistência médico-hospitalar. O Plano de Referência se tornou o único modelo de comercialização aprovado pela Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) e estabelece a cobertura de todas as doenças listadas pela Organização Mundial da Saúde (OMS),¹ além de exames clínicos definidos periodicamente pela ANS. Além disso, foram criadas regras mais rígidas de proteção ao cliente, tais como controle de preços e limitações de

* Agradecemos as contribuições valiosas de Sueli Moro e dos pareceristas anônimos da revista PPE.

** Professora-associada no curso de Gestão de Políticas Públicas da Universidade de São Paulo (USP). *E-mail*: marislei@usp.br

*** Professor(a) doutor(a) da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FEA)/USP.

1. Fonte: ANS. O usuário que optar por outro plano que não o de Referência deve assinar um termo declarando que o Plano de Referência lhe foi oferecido.

reajustes por faixa etária, proibição de seleção de risco e de rompimento unilateral de contratos com usuários de planos individuais.²

Dois anos depois, em 2000, como complemento do marco regulatório, foi criada a ANS, agência reguladora do setor de saúde suplementar, que assumiu e centralizou toda a responsabilidade pela regulação e fiscalização do setor. A nova agência representou um grande ganho de escala na regulamentação do setor, devido ao seu maior poder de fiscalização e de intervenção. Em suma, o novo marco regulatório estabeleceu novas regras, tornando mais rígidas as regras de cobertura em cada segmento (ambulatorial e hospitalar),³ reduzindo o risco para os pacientes.

O objetivo deste artigo é verificar, a partir do exame empírico das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs) de 1998 e 2003, se houve alteração no consumo de serviços médicos no Brasil em decorrência das regras mais rígidas de cobertura introduzidas pelo novo marco regulatório do setor de saúde suplementar (Lei nº 9.656/1998). Cabe notar que, embora esta não seja a única explicação possível, o aumento no consumo de serviços médicos poderia estar associado à exacerbação do risco moral no mercado de seguro de saúde; conforme define Pauly (1968), o risco moral está associado a um uso excessivo de assistência médica após a aquisição do seguro.

O artigo está dividido da seguinte forma: a próxima seção apresenta uma breve revisão da literatura; a seção 3 apresenta um modelo simples de escolha sob incerteza com vistas a ilustrar o efeito de risco moral resultante da cobertura de seguro de saúde; a seção 4 detalha a metodologia utilizada; a seção 5 descreve o banco de dados e a seção 6 mostra os resultados estimados. A seção 7 traz as considerações e conclusões.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A literatura sobre economia da saúde costuma estabelecer um perfil estado-contingente para o consumo de serviços médicos, isto é, ele é fortemente condicionado pelo estado da natureza (por exemplo, doente *versus* saudável) com que o agente se defronta. Tendo em vista que a condição de doente implica uma perda de bem-estar para o paciente (podendo, ainda, ocasionar uma redução de renda

2. Informações mais específicas sobre as mudanças podem ser encontradas no *site* da ANS (www.ans.gov.br) e em Ministério da Saúde (2003). Vários outros estudos também apresentam detalhes sobre as características do mercado de saúde suplementar, assim como os principais impactos sobre os contratos, antes e depois da regulação: Almeida (1998); Macera e Saintive (2004); e Ocké-Reis, Andreazzi e Silveira (2005) entre outros.

3. Em 2003, o Supremo Tribunal Federal (STF) estabeleceu que a ANS só poderia regular os planos de saúde adquiridos a partir de 2000. Entretanto, houve adesões dos planos antigos para a nova lei, pois os usuários buscavam benefícios de reajustes controlados de preços. Até 2003, com a decisão do STF, houve um período de indefinição sobre a extensão da regulação da ANS. Além disso, a ANS também atua sobre os planos antigos com a nova legislação: contratos não podem ser rescindidos de forma unilateral pela operadora, as internações não podem ser encerradas – exceto por alta médica – e as mensalidades dos planos individuais ou familiares só podem ser aumentadas com autorização expressa da ANS.

devido ao afastamento do mercado de trabalho), ele procura seguro contra o risco de adoecer. Este seguro pode desencadear diversas manifestações de risco moral (PAULY, 1968) no consumo de serviços médicos, na medida em que introduz uma separação entre o preço recebido pelo agente de saúde (médicos, hospitais etc.) e o preço pago pelo paciente (ELLIS; McGUIRE, 1993), cuja diferença é coberta pela seguradora. Neste contexto, a intervenção governamental no setor de seguro de saúde visa estabelecer uma divisão de riscos eficiente entre seguradoras, pacientes e profissionais.

Outro fator característico do consumo de bens médicos é a seleção adversa (ANDRADE; MAIA, 2006), gerando uma ineficiência resultante do fato de que indivíduos menos saudáveis apresentam propensão à aquisição de seguro de saúde. Desta forma, risco moral e seleção adversa são ineficiências intimamente ligadas ao setor de saúde, na medida em que o desejo de acesso aos bens e serviços médicos leva indivíduos com saúde mais fraca a adquirir seguro de saúde, ao passo que a cobertura por seguro de saúde acarreta uma procura por serviços médicos acima da socialmente ótima, o que caracteriza um comportamento de risco moral.⁴

Com vistas a investigar o efeito do seguro sobre a demanda por diversos serviços médicos (por exemplo, consulta ambulatorial, consulta especializada, exames clínicos etc.), vários trabalhos têm buscado estimar a elasticidade-preço da demanda de tais serviços na presença e na ausência de cobertura por seguro. Em geral, as evidências apontam para uma pequena, porém significativa, elasticidade-preço negativa (ZWEIFEL; MANNING, 2000) e os números se situam entre $-0,1$ e $-0,3$ dependendo do tipo de serviço, o que revela uma demanda fortemente inelástica. Além disso, observam-se evidências amplamente documentadas de que esta elasticidade-preço cresce à medida que aumenta a parcela do custo do tratamento arcada pelo paciente.

Zweifel e Manning (2000) apresentam uma resenha sobre as principais contribuições acerca da relação entre o risco moral e os incentivos para busca por serviços médicos, tanto do ponto de vista teórico quanto empírico. Na mesma linha de Ehrlich e Becker (1972), aqueles autores caracterizam dois tipos de risco moral ligados aos efeitos do seguro de saúde sobre os incentivos do agente: risco moral *ex ante*, relacionado à perda de incentivo em aumentar esforços preventivos, o que afeta a probabilidade de necessidade de serviços médicos; e risco moral *ex post*, tendo em vista que, uma vez segurado, o agente tem um incentivo a demandar

4. O problema da seleção adversa pode ser agravado pelo sistema de tarificação. No caso brasileiro, o sistema de *experience rating* leva as seguradoras a cobrarem prêmios diferenciados de acordo com o grupo de risco (por exemplo, prêmios mais altos para indivíduos de idade mais avançada), com o objetivo de se protegerem da seleção adversa. Algumas normas tentam proteger os grupos mais vulneráveis como, por exemplo, pelo estabelecimento de regras de rateio de custos entre os compradores de determinado plano (*community rating*). A consequência deste mecanismo é a potencial elevação dos preços dos planos, induzindo a exclusão de grupos de baixo risco (por exemplo, jovens).

serviços médicos acima do ponto de ótimo social. Sob esta ótica, a relação médico-paciente é similar a uma relação agente-principal, na qual a assimetria de informação resulta da falta de conhecimentos médicos do paciente (principal) em relação ao profissional (agente). Esta assimetria também afeta a demanda por serviços de saúde (sobretudo exames) a partir de um *risco moral dinâmico* (ZWEIFEL; MANNING, 2000), cujo resultado é um incentivo para a demanda de tratamentos de última geração mesmo quando desnecessários (BAUMGARDNER, 1991).

Do ponto de vista empírico, Manning *et al.* (1987) obtêm evidências de risco moral com segurados em saúde a partir do Rand Health Insurance Experiment (HIE), através de um famoso experimento empreendido nos anos 1970 nos Estados Unidos, no qual diversas famílias, após receberem, aleatoriamente e sem possibilidade de escolha, planos de saúde com 14 tipos diferentes de cobertura, tiveram suas demandas por serviços médicos monitoradas por um período de até cinco anos. O objetivo do experimento foi estudar como a parcela do custo do tratamento sob responsabilidade do segurado afeta sua busca por serviços médicos. As elasticidades-preço (*out-of-pocket*) da demanda por serviços médicos, observadas a partir deste experimento, giram em torno de $-0,2$.

Cameron *et al.* (1988) desenvolvem um modelo de demanda de seguro de saúde envolvendo incerteza, no qual há uma correlação entre a procura por seguro de saúde e a demanda por serviços médicos, nos moldes de risco moral *ex post* (EHRlich; BECKER, 1972). Seu objetivo consistiu em avaliar possíveis distorções na demanda por serviços médicos quando há cobertura de seguro de saúde. Usando dados para a Austrália no período 1977-1978, os autores desenvolvem um modelo econométrico que abrange, simultaneamente, escolha discreta, seletividade e dependência estocástica entre seguro de saúde e sua utilização. Seus resultados mostram que as condições físicas do indivíduo determinam mais fortemente a demanda por cuidados de saúde do que a escolha de seguro. Observa-se, também, que seleção adversa e risco moral são importantes determinantes da utilização de serviços médicos para várias classes de serviços, como hospitalares e ambulatoriais.

Na linha de investigar a relação entre *risksharing* e superconsumo de serviços médicos, Ma e McGuire (1997) argumentam que a questão vai muito além do problema do risco moral, devendo levar em consideração a interação entre pacientes, médicos e seguradoras. O grande problema do setor é o fato de que tanto a quantidade de tratamento quanto o esforço do médico (insumo) não são contratáveis, devido aos elevados custos de monitoramento, de modo que as diversas modalidades contratuais no setor de saúde complementar procuram dar uma resposta a estes problemas. Os autores propõem um modelo no qual os parâmetros contratuais especificam o esforço do médico e a demanda de serviços médicos é definida pelo paciente a partir da observância deste nível de esforço. Chega-se à conclusão de que soluções de *secondbest* podem ser implementadas sob determinadas condições,

na ausência das quais são necessárias soluções de *thirdbest*, com oferta de esforço médico subótimo.

A partir de uma abordagem não experimental, Van der Voorde, Doorslaer e Schokkaert (2001) utilizam dados do sistema público de saúde na Bélgica para estudar os efeitos da taxa de coparticipação nos planos de saúde sobre os incentivos individuais em demandar serviços médicos ambulatoriais. O estudo assume que o grande aumento das taxas de coparticipação no ano de 1994 representa um evento exógeno, resultando em um grande aumento da parcela de gastos *out-of-pocket*⁵ naquele país. Estimam-se modelos de efeitos fixos, tanto em nível como na primeira diferença, para um painel de dez anos, tendo sido observadas elasticidades altas em relação aos gastos *out-of-pocket* (entre $-0,39$ e $-0,28$ para visitas ao domicílio; entre $-0,16$ e $-0,12$ para vistas ao consultório; e $-0,10$ para visitas de especialistas).

Também com base nos dados para a Bélgica, Cockx e Brasseur (2003) exploram o experimento natural de 1994 utilizando o estimador de diferenças-em-diferenças (DD) (MEYER, 1995), o qual permite decompor os impactos da mudança nas taxas de coparticipação sobre a demanda em dois efeitos: efeito *renda*, ligado ao aumento geral das taxas de coparticipação a partir de 1994, em relação aos demais bens de consumo; e efeito *substituição*, ligado às alterações de preço relativo nas taxas das três categorias de serviços médicos estudadas (consultas no consultório de clínicos gerais, consultas a domicílio de clínicos gerais e consultas a especialistas). A conclusão é que a elasticidade-preço da demanda por serviços médicos decorrente de um aumento uniforme em todos os preços é bem pequena (em torno de $-0,10$), o que lhes permite questionar o impacto da reforma regulatória de 1994 em termos de eficiência. Entretanto, o efeito substituição revelou-se significativo.

Santos Silva e Windmeijer (2001) estendem a modelagem de demanda por serviços médicos no sentido de incorporar um processo de decisão de dois estágios. No primeiro estágio, o indivíduo decide se procura ou não serviços de saúde; no segundo estágio, o paciente decide em conjunto com o médico quanto consumir de tratamento. Deb e Trivedi (2002) utilizam um Modelo de Classe Latente – Latent Class Model (LCM) – para distinguir entre usuários frequentes e não frequentes de serviços médicos, em vez da abordagem em duas partes. Os usuários não frequentes são identificados com os pacientes saudáveis ao passo que os usuários frequentes são os doentes. Utilizando dados do HIE, encontram fortes evidências que corroboram a hipótese do LCM, e as elasticidades sob este modelo são maiores que as do modelo em duas partes nas faixas mais baixas de preço; para faixas mais altas de preço, a relação entre as elasticidades se inverte.

5. Estes são os gastos privados com saúde financiados diretamente pelos consumidores.

Na linha de investigação do risco moral, Grabowski e Gruber (2007) analisam o impacto de mudanças na política de elegibilidade sobre a procura por casas de repouso nos Estados Unidos. Utilizam dados de painel e controlando para diversas características individuais e familiares concluem que a demanda por casas de repouso é inelástica à generosidade do programa de reembolsos, rechaçando a hipótese de risco moral neste programa.

Em suma, pelo fato de a demanda por serviços médicos tender a ser estado-contingente e a portabilidade de seguro de saúde contribuir para reduzir o risco, diversos estudos buscam avaliar se existe algum componente de risco moral na demanda de serviços médicos caso o agente esteja coberto por algum tipo de seguro. As evidências não são consensuais, dependendo da classe do serviço e do tipo de cobertura.

Consoante a literatura existente, o objetivo deste artigo é avaliar o impacto da lei de 1998 sobre o consumo de serviços médicos no Brasil, o que poderia sugerir variação do comportamento de risco moral – apesar de, conforme dito anteriormente, esta não ser a única explicação possível. Antes de descrever a metodologia e a base de dados, apresenta-se na seção a seguir um modelo ilustrativo de como o consumo estado-contingente e a cobertura por seguro de saúde afetam a decisão de buscar serviços médicos.

3 MODELO ILUSTRATIVO

O objetivo desta seção é mostrar, através de um modelo simples de maximização da utilidade esperada do tipo Von Neumann-Morgenstern (VON NEUMANN; MORGENSTERN, 1953), como a posse do seguro de saúde e as suas diferentes possibilidades de cobertura podem elevar o consumo de serviços médicos. Em particular, mostra-se como a ampliação da cobertura acarreta um aumento deste tipo de consumo, dados os demais parâmetros, inclusive preço.

Suponha um modelo estado-contingente no qual há apenas dois estados da natureza possíveis: estado “saúde” (S) e estado “doença” (D). Na presença de seguro de saúde, o agente sempre incorre em um gasto F correspondente ao prêmio. Este seguro lhe fornece uma cobertura i em relação aos gastos médicos incorridos, de modo que $i \in (0, 1)$. No estado D , o agente consome M unidades de serviços médicos ao preço (*out-of-pocket*) p . Assim, os gastos efetivamente incorridos em serviços médicos são dados por $(1 - i)pM$. Além disso, a doença obriga o agente a se afastar do mercado de trabalho, produzindo a perda de uma porcentagem α de sua renda, onde $0 < \alpha < 1$. Os consumos nos estados “saúde” (C_S) e “doença” (C_D) são dados, respectivamente, por:

$$C_S = W - F \quad (1)$$

$$C_D = (1 - \alpha)W - pM + ipM - F = (1 - \alpha)W + (i - 1)pM - F \quad (2)$$

Seja β a probabilidade de ocorrência do estado da natureza S . Supõe-se que o agente seja avesso ao risco, ou seja, que avalia seu consumo a partir de uma função de utilidade de Bernoulli $U(C)$ tal que $U'(\cdot) > 0$ e $U''(\cdot) < 0$.⁶ O agente decide a quantidade de serviços médicos consumidos a partir da maximização de sua utilidade esperada (VON NEUMANN; MORGENSTERN, 1953), ou seja:

$$\text{Max}_{\{M\}} \beta U(C_s) + (1 - \beta)U(C_D) \quad (3)$$

A condição de primeira ordem para o problema (3) é dada por:

$$(1 - \beta)U'(C_D) \frac{\partial C_D}{\partial M} = 0 \quad \text{ou} \quad (1 - \beta)U'(C_D)(i - 1)p = 0 \quad (4)$$

A expressão (4) estabelece a condição necessária para que o agente maximize sua utilidade esperada na escolha da quantidade ótima de serviços médicos (M). A partir desta expressão, é possível desenvolver um exercício de estática comparativa com vistas a avaliar o impacto qualitativo da variação dos parâmetros i , p , F , α e W sobre M .

Diferenciando totalmente a expressão (4) e rearranjando, obtém-se:

$$\begin{aligned} & [(i - 1)^2 p^2 U''(C_D)] dM + [U'(C_D)(i - 1) + (i - 1)^2 Mp U''(C_D)] dp + \\ & + [U'(C_D)p + (i - 1)p^2 MU''(C_D)] di + [(i - 1)(1 - \alpha)p U''(C_D)] dW - \\ & - W(i - 1)p U''(C_D) d\alpha - (i - 1)p U''(C_D) dF = 0 \end{aligned}$$

A avaliação dos impactos do grau de cobertura (i), do preço *out-of-pocket* (p), do prêmio (F), da renda (W) e da perda (α) sobre o consumo de serviços médicos (M) pode ser obtida pelos sinais das derivadas, utilizando-se o Teorema da Função Implícita.

Varição da taxa de cobertura. Tomando $dp = dW = d\alpha = dF = 0$, o impacto de alterações da taxa de cobertura sobre o consumo de serviços médicos é dado por:

$$\frac{dM}{di} = - \frac{U'(C_D)p + (i - 1)p^2 MU''(C_D)}{(i - 1)^2 p^2 U''(C_D)} > 0$$

6. As notações U' e U'' indicam, respectivamente, primeira e segunda derivadas.

Como $i - 1 < 0$, $U'(\cdot) > 0$ e $U''(\cdot) < 0$, tem-se que $dM/di > 0$, ou seja, quanto maior o grau de cobertura oferecido pelo seguro, maior é o consumo de serviços médicos no estado D . Este resultado permite ilustrar de forma simples o efeito de risco moral, qual seja, um aumento da taxa de cobertura do plano aumenta o consumo de serviço médico para um dado preço *out-of-pocket*.⁷ Variação no prêmio. Analogamente, tem-se que um aumento no prêmio do seguro tende a reduzir a demanda por serviços médicos, já que:

$$\frac{dM}{dF} = \frac{(i-1)pU''(C_D)}{(i-1)^2 p^2 U''(C_D)} = \frac{1}{p(i-1)} < 0$$

Variação no preço dos serviços médicos. Quanto maior o preço do serviço médico, maiores os gastos *out-of-pocket* dos agentes. Tomando as demais variáveis constantes e utilizando o Teorema da Função Implícita, chega-se a:

$$\frac{dM}{dp} = -\frac{U_C(i-1) + (i-1)^2 MpU''(C_D)}{(i-1)^2 p^2 U''(C_D)} < 0$$

Isto é, conforme a intuição usual, um aumento do preço tenderá a reduzir a demanda de serviços médicos.

Variação na renda. Quanto maior a renda do agente, maior a sua propensão a consumir serviços médicos; por outro lado, quanto maior a perda de renda resultante do estado de doença, menor a demanda M , tendo em vista o efeito renda. Isso pode ser observado pelos sinais das derivadas:

$$\frac{dM}{dW} = -\frac{(i-1)(1-\alpha)pU''(C_D)}{(i-1)^2 p^2 U''(C_D)} = -\frac{1-\alpha}{(i-1)p} > 0$$

$$\frac{dM}{d\alpha} = \frac{W(i-1)pU''(C_D)}{(i-1)^2 p^2 U''(C_D)} = \frac{W}{(i-1)p} < 0$$

7. É importante observar que este resultado também pode ser interpretado como uma redução do preço percebido, isto é, um aumento de i resulta em uma queda no preço real com que o consumidor arca ao consumir serviços médicos. Por outro lado, admitindo-se que a despesa médica é estado-contingente (só ocorre no estado de doença), a relação positiva entre cobertura e o consumo deste tipo de serviço pode ser interpretado como sintoma de risco moral (PAULY, 1968).

4 ESTRATÉGIA METODOLÓGICA

A estratégia metodológica usada consistiu em comparar o consumo de serviços médicos dos portadores de seguro de saúde antes e após a aprovação da Lei nº 9.656/1998, sob o pressuposto de que a nova legislação constitui um evento exógeno. Visto que a nova lei tornou as condições de cobertura mais rígidas, procuramos verificar de que forma a nova lei afetou a busca por serviços médicos por parte dos indivíduos que possuem seguro de saúde privado. Para isso, propôs-se a utilização do estimador de (DD) (MEYER, 1995),⁸ que permite estudar o efeito de determinado evento exógeno sobre um grupo de indivíduos – *grupo de tratamento* – a partir de sua comparação com outro grupo não afetado pelo experimento – *grupo de controle*. Com relação ao problema em tela, o grupo de tratamento consiste nos indivíduos que possuem seguro de saúde e que, portanto, foram afetados pela nova lei, enquanto os indivíduos que não possuem seguro de saúde representam o grupo de controle. Este último, basicamente, deve consumir serviços de saúde do Sistema Único de Saúde (SUS), cujo acesso universal é constitucionalmente garantido.⁹ Note, entretanto, que a regulação da ANS se dá apenas sobre o sistema de saúde privado e suplementar, já que o sistema público é gratuito e universal. Além disso, deve-se considerar que a partir do final da década de 1990 houve uma expansão significativa do SUS, melhorando o acesso da população em geral sobre os bens de saúde. Esta ampliação de oferta pode ter afetado a decisão de consumo por parte da população segurada, o que torna necessário inserir algum controle para ela.

Conforme discutido na seção 2, outro elemento importante a ser considerado nas estimativas do efeito da lei sobre o consumo de bens médicos é a seleção adversa. Levando em conta que as pessoas mais suscetíveis à doença são as que apresentam maior propensão à compra do seguro de saúde, tem-se um potencial viés nas estimativas, pelo fato de o grupo de controle ter sido autosseleccionado. Se este problema não for tratado, pode-se chegar à conclusão errônea de existência de risco moral. Assim, torna-se necessário estabelecer algum controle para a autosseleção.

Seja y_{it} uma variável indicativa do consumo por serviços médicos do indivíduo i no período t , tal que $t = 0$ indica antes do tratamento (1998) e $t = 1$ após o tratamento (2003), quando a nova lei já estava em vigor. Em se tratando de um pseudopainel, o estimador DD pode ser implementado de acordo com a seguinte forma funcional:

$$y_{it} = \alpha + \delta_1 d_t + \delta_2 d_j + \delta_3 d_{ij} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

8. Há várias aplicações interessantes da metodologia: Slaughter (2001) estuda o efeito de liberalizações comerciais sobre convergência de renda; Meyer, Viscusi e Durbin (1995) aplicam o estimador para estudar o efeito do aumento do teto dos benefícios de licença sobre o tempo em que os trabalhadores de licença por ferimentos recebem pagamento. Para um desenvolvimento recente do estimador DD, incluindo efeitos heterogêneos do tratamento, ver Athey e Imbens (2006).

9. Para maiores informações sobre a interação entre o sistema de saúde particular e o SUS, ver Nishijima, Biasoto Jr. e Ciryllo (2006).

onde d_t é uma variável *dummy* para indivíduos observados após a introdução da lei ($t = 1$); d_j é uma *dummy* para indivíduos que pertencem ao grupo de tratamento ($j = T$); d_{jt} é uma *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo pertence ao grupo de tratamento ($j = T$) e foi observado após o experimento ($t = 1$) e zero caso contrário ($j = C$ e/ou $t = 0$); X_{it} é o vetor de características individuais explicativas do comportamento do consumo de serviços médicos.

A lógica do estimador DD reside em tentar isolar o efeito de um determinado tratamento sobre um grupo amostral. Se fosse feita uma comparação apenas entre os consumos de serviços médicos dos usuários de planos de saúde antes e depois da aprovação da nova lei ($E[y_{it} | j = T] - E[y_{i0} | j = T]$), as estimativas seriam viesadas, já que a variável dependente certamente seria afetada por outros fatores não relacionados à alteração do marco regulatório (WOOLDRIDGE, 2002, p. 130); por outro lado, a comparação dos consumos de serviços médicos entre os grupos após a mudança na lei ($E[y_{it} | j = T] - E[y_{it} | j = C]$) também incorreria em possível viés, já que pode haver diferenças sistemáticas não observáveis entre os portadores e os não portadores de planos de saúde (por exemplo, maior propensão a ficar doente), não guardando qualquer relação com o tratamento.

Aplicando-se as esperanças condicionais em (6), obtém-se:

$$E[y_{it} | j = T] = \alpha + \delta_1 + \delta_2 + \delta_3 + \beta X_{it}$$

$$E[y_{it} | j = C] = \alpha + \delta_1 + \beta X_{it}$$

$$E[y_{i0} | j = T] = \alpha + \delta_2 + \beta X_{i0}$$

$$E[y_{i0} | j = C] = \alpha + \beta X_{i0}$$

O estimador DD é expresso por:

$$DD = \{E[y_{it} | j = T] - E[y_{it} | j = C]\} - \{E[y_{i0} | j = T] - E[y_{i0} | j = C]\} = \delta_3 \quad (6)$$

Desta forma, o efeito do experimento sobre o grupo de tratamento é captado pelo coeficiente δ_3 , que mede o efeito da aprovação da nova lei sobre o consumo de serviços médicos do grupo de indivíduos portadores de planos privados de saúde.

A caracterização dos possuidores de planos privados como grupo de tratamento requer alguns cuidados, pois embora a amostragem da PNAD seja aleatória, a população tende a se autosselecionar para participar de um grupo ou de outro, o que pode comprometer as estimativas. Assim, levando em conta que os dois anos de observações disponíveis configuram um pseudopainel (não são os mesmos indivíduos observados em dois pontos do tempo), o problema de seleção fica potencializado nas estimativas aqui reportadas. Para lidar com este problema, estimou-se adicionalmente um modelo de probabilidade em dois estágios, da seguinte forma:

Estágio 1: estimação da probabilidade de se observar um indivíduo com plano privado de saúde a partir de um *probit*; e

Estágio 2: estimação de um DD via modelo de probabilidade linear, controlando-se para a probabilidade de se observar um indivíduo com plano privado, isto é, as razões de Mills invertidas calculadas no estágio anterior foram adicionadas como controle no DD.¹⁰

5 DADOS

O banco de dados utilizado foi a PNAD para os anos de 1998 e de 2003, os quais contêm um caderno suplementar com informações sobre a saúde dos indivíduos. Considerou-se como grupo de tratamento o conjunto de indivíduos portadores de plano privado de saúde e, como grupo de controle, os indivíduos que não possuem seguro privado de saúde que, conseqüentemente, não foram afetados pela nova lei. Levando em consideração que o consumo de serviços médicos é determinado tanto por um estado da natureza desfavorável (“ficar doente”) quanto por medidas preventivas para evitar tal estado, é possível comparar o consumo de tais bens entre os grupos ao longo do tempo através do estimador DD.

Considerando que no período investigado, 1998-2003, houve uma expansão significativa da oferta de capacidade de atendimento do sistema SUS¹¹ – nesse decurso de tempo, o número de equipamentos cresceu mais de 20%, enquanto o crescimento da população ficou em 9% no mesmo período¹² –, tal ampliação pode ter causado impacto tanto na decisão individual de adquirir seguro privado quanto de consumir serviços de saúde em si. Assim, para controlar por esta expansão de oferta de atendimento público, incluiu-se como variável explicativa a taxa de equipamentos do SUS por 100 mil habitantes,¹³ por Unidade da Federação (UF) interagida com a *dummy* de ano.

10. Como se pode observar, trata-se de uma versão do modelo de seleção de Heckman (1979) em dois estágios. Com efeito, a decisão de consumir serviços médicos não é independente da decisão de possuir plano de saúde, de modo que o procedimento de Heckman permite controlar para esse potencial problema.

11. Agradecemos a um parecerista anônimo esta observação.

12. Conforme informações do Datasus.

13. Fonte: Datasus.

A tabela 1 resume algumas estatísticas descritivas extraídas da amostra. Verifica-se um pequeno aumento no número de indivíduos que afirmaram ter buscado serviços médicos nas semanas de referência, de 13,1% em 1998 para 14,4% em 2003, um incremento de 9,92%. Todavia, a porcentagem dos indivíduos que possuem seguro privado de saúde permaneceu praticamente inalterada (17,4% em 1998 e 17,9% em 2003). Além disso, observa-se que o percentual de indivíduos que se afastaram das atividades usuais por problemas de saúde nas semanas de referência pouco oscilou (de 6,5% para 7%).

TABELA 1
Estatísticas descritivas

Variável	1998		2003	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Consumo de serviços médicos	0.131	0.338	0.144	0.351
Posse de seguro privado de saúde	0.174	0.379	0.179	0.383
Renda <i>per capita</i> familiar (R\$/mês)	239.83	435.9	340.1	577.37
Anos de estudo (anos)	4.63	4.3	5.31	4.51
Idade (anos)	28	20	29	20

Fonte: Elaboração própria com base nas PNADs de 1998 e 2003.

A tabela 2 apresenta a frequência dos indivíduos da amostra, para cada idade, que possuem plano de saúde privado e que procuraram serviço médico, respectivamente. Com relação ao primeiro, observa-se que a porcentagem da população que possui plano privado se estabiliza em torno de 20% a partir dos 30 anos. O consumo de serviços médicos, por sua vez, cresce à medida que a idade aumenta, saltando de 12% entre indivíduos de 30 anos para 21% na população de 60 anos. Isso sugere que a lei de regulação do mercado de seguro privado de saúde possa ter efeitos diferenciados nos consumos de serviços médicos de adultos e idosos.

TABELA 2
Porcentagens dos possuidores de plano de saúde e dos que consumiram serviço médico, por idade e ano
(Em %)

Idade	1998		2003	
	Possui plano	Procurou serviço de saúde	Possui plano	Procurou serviço de saúde
10	13,9	8,4	13,2	8,8
20	14,7	10,8	15,9	11,2
30	19,4	11,8	20,0	12,6
40	21,0	13,5	19,9	14,8
50	20,6	15,7	22,5	18,1
60	20,9	20,5	21,3	22,2
70	17,5	21,8	21,4	24,8
80	19,5	27,0	23,1	25,5
90	16,8	13,7	19,0	24,2

Fonte: Elaboração própria com dados das PNADs de 1998 e 2003.

O questionário de saúde das PNADs contém uma pergunta relativa à autoavaliação do estado de saúde do indivíduo, com cinco categorias possíveis de respostas: muito bom, bom, regular, ruim e muito ruim. A tabela 3 ilustra a frequência das respostas entre os grupos não possuidores e possuidores de planos de saúde, respectivamente, para os dois anos investigados. As distribuições da autodeclaração diferem entre os dois grupos, sendo que testes de média confirmam que a saúde dos indivíduos segurados apresenta melhor índice de avaliação. Note que este é um indicativo forte de comportamento dos indivíduos frente à decisão de procurar ou não serviços médicos.

TABELA 3

**Autoavaliação do estado de saúde, por ano e grupos
(Em %)**

Autoavaliação	1998		2003	
	Sem plano de saúde	Com plano de saúde	Sem plano de saúde	Com plano de saúde
Muito bom	25,1	32,0	21,2	31,0
Bom	52,1	51,4	55,3	52,5
Regular	18,6	14,5	19,6	14,6
Ruim	3,5	1,7	3,2	1,6
Muito ruim	0,7	0,5	0,7	0,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaboração própria com base nas PNADs de 1998 e 2003.

A tabela 4, por sua vez, ilustra a frequência de utilização de serviços médicos pelos segurados e não segurados, dado que são portadores de doenças crônicas. Embora aparentemente não existam diferenças significativas na distribuição de doenças crônicas – com exceção de artrite, problemas renais, tuberculose e cirrose – entre segurados e não segurados, testes de médias revelam que os segurados, geralmente, possuem maior propensão a apresentar este tipo de moléstia. Trata-se de um claro indicativo de seleção adversa, fenômeno que não é tratado neste artigo.¹⁴

14. Para maiores referências, ver Cutler e Zeckhauser (1998 e 2000) e Finkelstein e Poterba (2004).

TABELA 4

Utilização de serviços médicos, por ano, grupo e doença

(Em %)

Moléstia	1998		2003	
	Sem plano	Com plano	Sem plano	Com plano
Dor nas costas	17,60	17,10	12,25	16,16
Artrite	8,65	6,77	5,93	6,66
Câncer	0,20	0,27	0,33	0,62
Diabetes	1,77	2,40	2,28	3,14
Asma	4,87	5,54	4,77	6,07
Hipertensão	10,24	11,40	11,22	13,49
Problemas cardíacos	3,79	4,70	3,37	4,42
Problemas renais	2,68	1,96	1,71	1,47
Depressão	5,03	5,34	3,65	4,99
Tuberculose	0,11	0,04	0,16	0,14
Tendinite	1,56	3,02	1,52	4,55
Cirrose	0,15	0,15	0,11	0,13

Fonte: Elaboração própria com base nas PNADs de 1998 e 2003.

6 RESULTADOS

O banco de dados utilizado neste trabalho é a combinação de duas PNADs – referentes aos anos de 1998 e 2003, as quais contêm um questionário específico sobre a saúde da população, resultando em uma amostra de cerca de 704 mil observações.¹⁵ Uma observação importante é quanto à impossibilidade de identificação da demanda devido a alterações no questionário da PNAD entre os anos que traziam o suplemento de saúde: enquanto em 1998 havia uma pergunta sobre o volume de gastos em saúde (*out-of-pocket*) incorrido pelo indivíduo, a PNAD de 2003 não incluía esta indagação em seu questionário. É por esta razão que se preferiu denominar a variável explicada de “consumo de serviços médicos” em vez de “demanda de serviços médicos”. Todavia, por se tratar de uma estimação em painel, o efeito agregado do preço dos serviços médicos pode ser captado pelas *dummies* de ano, embora não seja possível discriminar por tipo de serviço.

A fim de captar possíveis efeitos heterogêneos da mudança legal na idade, esta variável foi incluída com um ajuste poligonal (*spline*), quebrando-se a amostra em crianças, adolescentes e adultos. O objetivo deste procedimento é investigar se há efeito diferenciado conforme a idade do indivíduo, pois as motivações para cuidados médicos são diferentes entre os grupos: crianças e adolescentes tendem a

15. A amostra global compreendia cerca de 730 mil observações, mas a necessidade de compatibilizar as duas PNADs, sobretudo em função da inconsistência dos questionários de saúde, resultou na amostra de 704 mil.

receber cuidados preventivos, enquanto adultos buscam serviços médicos à medida que a saúde declina com a idade.

A tabela 5 mostra os resultados das estimativas iniciais, em um único estágio, da probabilidade de se procurar serviços médicos, sem levar em conta os possíveis problemas de seleção acima mencionados. O modelo assume distribuição de probabilidade normal para a procura (*probit*) e a variável dependente é uma *dummy* que assume valor 1 caso o indivíduo tenha procurado algum serviço de saúde nas duas últimas semanas de referência, tendo sido atendido ou não na primeira vez que o procurou, e zero, caso não o tenha procurado, conforme o questionário da PNAD.

TABELA 5
Estimativas dos modelos DD¹

Variável	Procurou serviço médico?
<i>Dummy</i> 2003*plano privado	-0.0674*** (0.0099)
Possui plano privado	0.285*** (0.0075)
Renda familiar <i>per capita</i>	6.42e-05*** (0.0000)
Anos de estudo	0.0216*** (0.0007)
Poligonal idade (< 18 anos)	-0.0366*** (0.0006)
Poligonal idade (> =18 anos)	0.00890*** (0.0007)
Idade ao quadrado	-7.98e-05*** (0.0000)
Sexo masculino	-0.213*** (0.0040)
<i>Dummy</i> 2003	-0.0897*** (0.0235)
Dor nas costas	0.133*** (0.0059)
Artrite reumatoide	0.0622*** (0.0079)
Câncer	0.527*** (0.0287)
Diabetes	0.197*** (0.0118)
Asma/bronquite	0.243*** (0.0080)

(continua)

(continuação)

Variável	Procurou serviço médico?
Hipertensão	0.186*** (0.0067)
Cardiopatias	0.168*** (0.0096)
Renal	0.134*** (0.0124)
Depressão	0.250*** (0.0086)
Tuberculose	0.291*** (0.0474)
Tendinite	0.202*** (0.0121)
Cirrose	0.0581 (0.0485)
Mora na zona urbana	0.125*** (0.0060)
Autoavaliação: muito bom	-0.911*** (0.0115)
Autoavaliação: bom	-0.763*** (0.0106)
Autoavaliação: regular	-0.307*** (0.0103)
Autoavaliação: ruim	0.0598*** (0.0219)
Controle para UF	Sim
Controle oferta de SUS por UF com <i>dummies</i> de ano	Sim
Constante	-0.421*** (0.09)
Número de observações	704.681
Pseudo R^2	0.0898
Wald χ^2	48494***

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Foram incluídos controles por posição no domicílio, UF e raça. As variáveis renda familiar *per capita* e anos de estudo estão expressas em logaritmo.

* Significativo a 1%; ** significativo 5%; ***significativo 1%.

Os resultados são compatíveis com a ocorrência de comportamento de risco moral por parte dos indivíduos cobertos com seguro de saúde – tendo em vista que a *dummy* de Plano Privado mostrou-se positiva e significativa, isto é, possuidores de seguro de saúde apresentam, em média, maior probabilidade de consumir serviços médicos do que indivíduos não segurados. Este resultado é compatível com as evidências internacionais, anteriormente mencionadas, de risco moral em

indivíduos segurados. Além disso, a probabilidade de consumo de serviços médicos depende positivamente da renda familiar, confirmando os resultados de Andrade e Maia (2006), que verificaram relação estatística similar entre renda familiar e demanda de seguro de saúde. Vale observar que se conclui pela evidência de risco moral porque o modelo foi estimado controlando pela seleção de risco. Todavia, sob a hipótese de o modelo não ser capaz de controlar de maneira adequada por seleção adversa, então a diferença de consumo entre segurados e não segurados não poderia ser totalmente atribuída ao problema de risco moral.

Outro resultado que se pode observar é que a *dummy* que capta o efeito do tratamento sobre o grupo amostral dos indivíduos possuidores de plano privado de saúde apresentou um coeficiente negativo e significativo. Este resultado se mostrou contraintuitivo, mas deve-se observar que não leva em conta os efeitos de autoseleção do grupo de possuidores de planos privados em dados de pseudopainel mencionados acima. Para contornar este problema, estimou-se um modelo de probabilidade linear em dois estágios, sendo o primeiro deles (tabela 6) a probabilidade de se observar um indivíduo com plano privado, a qual depende positivamente da renda familiar *per capita*, dos anos de estudo e da presença de doença crônica. O objetivo do uso desta modelagem, baseada na metodologia de Heckman, é controlar pela possível autoseleção de consumidores de planos de saúde privado. Os demais controles são os mesmos da modelagem em um estágio, inclusive a oferta de equipamentos do SUS por UF.

TABELA 6

Determinantes da posse de plano privado de saúde

1ª estágio (seleção) – <i>probit</i>	Possui plano privado?
Renda familiar <i>per capita</i>	0.339*** (0.00183)
Anos de estudo	0.469*** (0.00371)
Poligonal idade (< 18 anos)	-0.0768*** (0.000709)
Poligonal idade (> =18 anos)	0.00743*** (0.000163)
Possui doença crônica	0.105*** (0.00474)
<i>Dummy</i> 2003	-0.220*** (0.0232)
Constante	-2.770*** (0.0599)
Controles de UF	Sim
Controles de oferta de SUS por UF* <i>dummy</i> 2003	Sim

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *Significativo a 10%; **significativo a 5%; ***significativo a 1%.

A tabela 7 apresenta os resultados do segundo estágio, que constitui o DD propriamente dito. É importante notar que o controle pela autosseleção alterou o resultado da seguinte maneira: a variável de interesse (*Dummy* 2003*Plano Privado), que na modelagem sem esse controle foi negativa e significativa, se mostrou não significativa a 5%. Com base neste resultado, conclui-se que o efeito da regulação foi nulo sobre o consumo de serviços médicos após a vigência da nova lei.

TABELA 7

Modelo de probabilidade linear: 2º estágio

2º Estágio – equação de resultados	Procurou serviços médicos?
Renda familiar <i>per capita</i>	0.0317*** (0.00603)
Anos de estudo	0.0647*** (0.00782)
Poligonal idade (< 18 anos)	-0.0169*** (0.00131)
Poligonal idade (> =18 anos)	0.00133*** (0.000144)
Sexo masculino	-0.0524*** (0.00223)
<i>Dummy</i> 2003*plano privado	-0.0252* (0.0142)
Dor nas costas	0.0502*** (0.00348)
Artrite reumatóide	0.0248*** (0.00511)
Câncer	0.184*** (0.0170)
Diabetes	0.0504*** (0.00709)
Bronquite/asma	0.0644*** (0.00486)
Hipertensão	0.0314*** (0.00406)
Cardiopatía	0.0410*** (0.00598)
Doença renal	0.0415*** (0.00873)
Depressão	0.0923*** (0.00539)
Tuberculose	0.109*** (0.0357)

(continua)

(continuação)

2ª Estágio – equação de resultados	Procurou serviços médicos?
Tendinite	0.0930*** (0.00591)
Cirrose	0.0387 (0.0311)
Reside em área urbana	0.0305*** (0.00574)
Autoavaliação de saúde: muito boa	-0.316*** (0.0183)
Autoavaliação de saúde: boa	-0.288*** (0.0182)
Autoavaliação de saúde: regular	-0.168*** (0.0181)
Autoavaliação de saúde: muito ruim	-0.0685*** (0.0197)
Constante	0.162* (0.0832)
Controles de UF	Sim
Controles de oferta de SUS por UF* <i>dummy</i> 2003	Sim
Controles para cor da pele	Sim
Número de observações	696.078
Lambda	0.0948*** (0.02309)
Rho	0.241
X ² (130)	99.689
Número de observações censuradas	573.498
Sigma	0.393

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * Significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

Conforme descrito anteriormente, a Lei nº 9.656/1998 estabeleceu critérios de cobertura e carência mais favoráveis aos segurados, o que, nos termos das evidências da literatura sobre risco moral e seguro de saúde, poderia suscitar preocupações quanto ao seu impacto sobre o consumo em excesso por serviços médicos. Entretanto, as evidências não corroboraram esta hipótese. Por fim, deve-se notar que este resultado pode refletir tão-somente que a nova lei apresenta problemas de *enforcement*, de modo que o mercado encontra mecanismos eficientes para burlá-la.

Considerando os diversos tipos de moléstia inseridos como controle, os sinais dos coeficientes são consistentes com as hipóteses da teoria: exceto para a cirrose (cujo coeficiente mostrou-se não significativo), a presença de qualquer das

doenças crônicas listadas no questionário aumenta a probabilidade de consumo de serviços médicos.

Indivíduos residentes em zonas urbanas têm probabilidade maior de consumir serviços médicos, o que reflete as dificuldades de acesso dos habitantes das zonas rurais aos serviços de saúde. Conforme o esperado, a renda familiar *per capita* e a escolaridade se mostraram positivamente correlacionadas com a procura por serviços médicos, pois a consciência com cuidados preventivos tende a crescer com estas duas variáveis.

O coeficiente lambda, que mede a significância das razões de Mills invertidas sobre a equação principal, se mostrou significativo a 1%, indicando que o efeito da autosseleção de portadores de planos privados de saúde é significativo. A correlação estimada (ρ) entre as decisões de procura de serviços médicos e de posse de plano privado de saúde é de 0,241.

A regressão poligonal nas idades permitiu identificar efeitos diferenciados da idade sobre a busca de serviços médicos. Para os adultos (indivíduos acima de 18 anos), o avanço da idade afeta positivamente a probabilidade de consumo de serviços médicos, enquanto para crianças e jovens (menores de 18 anos) há uma relação negativa entre estas variáveis. O significado é intuitivo: os cuidados de saúde na infância estão relacionados a fatores preventivos peculiares (como acompanhamento de rotina pediátrica), ao passo que, para indivíduos adultos, a procura de serviços médicos está ligada à depreciação do estoque de saúde conforme a idade avança.

7 CONCLUSÕES

Uma das preocupações fundamentais da literatura sobre consumo de serviços médicos é a busca de evidências de que indivíduos cobertos por seguros de saúde apresentam excesso de procura por tais serviços, como reflexo de um comportamento de risco moral. Este estudo confirma, como um primeiro resultado principal, que os indivíduos segurados consomem maior quantidade de bens médicos que os não segurados. Sob a hipótese de que o modelo estimado foi capaz de controlar adequadamente a autosseleção, tem-se confirmação das evidências acerca do problema de risco moral no país.

Em 1998, o Brasil aprovou a Lei nº 9.656, que originou um novo marco regulatório para o mercado privado de seguro de saúde. Em termos gerais, esta lei estabeleceu regras contratuais mais rigorosas sobre as seguradoras, com vistas a aumentar a proteção dos usuários. Desta forma, esta lei trouxe a oportunidade de explorar um evento com vistas a estudar o comportamento do segurado em relação à sua procura de serviços médicos após a mudança legal, já que a lei é favorável ao consumidor no que se refere à ampliação da cobertura.

Para avaliar o efeito desta mudança de lei sobre o seu grupo de indivíduos-alvo (os portadores de seguros/planos privados de saúde) em relação ao grupo não afetado, foi utilizado o estimador DD. Além disso, para contornar os problemas de autosseleção no grupo de tratamento (possuidores de plano privado), potencializados pelo uso de pseudopainel, utilizou-se um controle sobre o DD pela probabilidade de observância de segurados privados, estimada em um estágio prévio por um modelo *probit*. A abrangência do estudo foi limitada pela parca disponibilidade de dados da PNAD, com anexos de saúde disponíveis apenas nos anos de 1998 e de 2003, sendo que neste último ano várias informações deixaram de ser coletadas em relação ao questionário de 1998 (precisamente as informações sobre gastos com saúde). Apesar disso, as informações obtidas com este estudo contribuem para a discussão sobre a relação entre cobertura e uso de serviços médicos, e o distanciamento dos dados é adequado para avaliar as características de consumo de bens de saúde antes e depois da lei, que foi implementada em 2000.

Um fato interessante é que quando não se controla pelo efeito da autosseleção (tabela 5), os resultados indicam que a lei afetou negativamente o consumo de serviços médicos dos portadores de planos privados de saúde, pois a *dummy* construída para captar o efeito do tratamento (nova legislação) sobre os portadores de plano privado de saúde se mostrou significativa e negativa no modelo *probit*. Entretanto, quando se controla para a autosseleção (tabelas 6 e 7), os resultados sugerem não haver evidências de que a nova lei tenha produzido incentivos adversos ao consumo de serviços médicos (contrariando a relação entre seguro de saúde e risco moral documentada na literatura).

Deste modo, levando-se em consideração que a autosseleção se mostrou significativa, concluímos pelo efeito nulo da regulação no período investigado sobre o padrão de comportamento de consumo de bens médicos dos segurados brasileiros. Este é o segundo resultado relevante do estudo.

O propósito deste artigo foi oferecer uma análise preliminar dos efeitos do novo marco regulatório no mercado de seguro privado de saúde no Brasil. Entretanto, não se exclui a possibilidade de falta de *enforcement* por parte do agente regulador ou de incentivo incorreto na composição da estrutura de regulação como explicações dos resultados obtidos. Neste sentido, o trabalho ainda é incipiente e possibilita várias extensões. Mas acredita-se ter contribuído para o entendimento da relação entre procura de serviços médicos e legislação no Brasil, bem como da estrutura de governança da agência regulatória.

ABSTRACT

This article aims to investigate whether the 9.656/1998 Act, which established the new regulatory framework for the private health insurance market, has affected the behavior of people insured with

private health plans in Brazil. More specifically, we investigate whether there is evidence of increased consumption of medical services, which could arise as a reflection of moral hazard. In fact, the new law introduced minimal coverage to insured patients, which could lead them to overconsumption of medical services. The literature on this subject shows considerable evidence of a solid connection between moral hazard and consumption of medical services in the presence of health insurance. We assume that this law constitutes an exogenous event and, through a differences-in-differences estimator, aim at evaluating whether private health insured individuals have exhibited changes in their behavior on medical services consumption. We use data from PNAD for 1998 and 2003, which contain a Health Supplement. Two main results emerge: on one hand, there is evidence that the insured consume more health goods than the uninsured in the Brazilian market for health insurance, in accordance with the literature; on the other hand, the new law had no impact on the consumption of medical services.

Keywords: Medical Services, Differences-in-Differences, Regulation, Health Insurance.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, C. **O mercado privado de serviços de saúde no Brasil: panorama atual e tendências da assistência médica suplementar**. Ipea, 1998 (Texto para Discussão, n. 599).
- ANDRADE, M. V.; MAIA, A. C. Demanda por planos de saúde no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34. **Anais ...** Salvador: ANPEC, 2006.
- ATHEY, S.; IMBENS, G. W. Identification and inference in nonlinear difference-in-differences model. **Econometrica**, v. 74, n. 2, p. 431-497, 2006.
- BAUMGARDNER, J. R. The interaction between forms of insurance contract and types of technical change in medical care. **RAND Journal of Economics**, v. 22, p. 36-53, 1991.
- CAMERON, A. C. *et al.* A microeconomic model of the demand for health care and health insurance in Australia. **Review of Economic Studies**, v. 55, n. 1, p. 85-106, 1988.
- COCKX, B.; BRASSEUR, C. The demand for physician services.evidence from a natural experiment. **Journal of Health Economics**, v. 22, p. 891-913, 2003.
- CUTLER, D. M.; ZECKHAUSER, R. J. **Adverse selection in health insurance**. Forum for Health Economics & Policy, v. 1: Frontiers in Health Policy Research, article 2, 1998. Disponível em: <<http://www.bepress.com/fhpep/1/2>>
- _____. The anatomy of health insurance. In: CULYER, A. J.; NEWHOUSE, J. P. (Ed.). **Handbook of health economics**. Amsterdam: Elsevier/North-Holland; 2000. v. 1.
- DEB, P.; TRIVEDI, P. K. The structure of demand for health care: latent class versus two-part models. **Journal of Health Economics**, v. 21, p. 601-625, 2002.
- EHRLICH, I.; BECKER, G. Market insurance, self-insurance and self-protection. **Journal of Political Economy**, v. 80, p. 623-648, 1972.
- ELLIS, R. P.; MCGUIRE, T. G. Supply-side and demand-side cost sharing in health care. **Journal of Economic Perspectives**, v. 7, n. 4, p. 135-151, Fall 1993.
- FINKELSTEIN, A.; POTERBA, J. Adverse selection in insurance markets: policyholder evidence from the U.K. annuity market. **Journal of Political Economy**, v. 112, n. 1, 2004.
- GRABOWSKI, D. C.; GRUBER, J. Moral hazard in nursing home use. **Journal of Health Economics**, v. 26, n. 4, p. 560-577, 2007.

- HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.
- MA, C. A.; MCGUIRE, T. Optimal health insurance and provider payment. **American Economic Review**, v. 87, n. 4, p. 685-704, 1997.
- MACERA, A. P.; SAINTIVE, M. B. **O mercado de saúde suplementar no Brasil**. SEAE/MF, 2004 (Documento de Trabalho, n. 31).
- MANNING, W. G. *et al.* Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment. **American Economic Review**, v. 77, n. 3, p. 251-277, 1987.
- MEYER, B. D. Natural and quasi-experiments in economics. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 13, p. 151-161, 1995.
- _____; VISCUSI, W. K.; DURBIN, D. L. Workers' compensation and injury duration: evidence from a natural experiment. **American Economic Review**, v. 85, n. 3, p. 323-340, 1995.
- MINISTÉRIO DA SAÚDE. ANS. **Regulação e saúde**: documentos técnicos de apoio ao Fórum de Saúde Suplementar. 2003. v. 3, tomo 1. Disponível em: <http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/reg_saudevol3t1.pdf#page=122>
- NISHIJIMA, M.; BIASOTO JÚNIOR, G.; CIRYLLO, D. C. Análise econômica da interação entre saúde pública e privada no Brasil: tratamentos de alta complexidade. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36. **Anais ...** Salvador: ANPEC, 2006.
- OCKÉ-REIS, C. O.; ANDREAZZI, M. F. S.; SILVEIRA, F. G. **O mercado de planos de saúde no Brasil**: uma criação do estado? Ipea, 2005 (Texto para Discussão, n. 1.094).
- PAULY, M. V. The economics of moral hazard: comment. **American Economic Review**, v. 58, n. 3, p. 531-537, 1968.
- SANTOS SILVA, J. M.C.; WINDMEIJER, F. Two-part multiple spell models for health care demand. **Journal of Econometrics**, v. 104, p. 67-89, 2001.
- SLAUGHTER, M. J. Trade liberalization and per capita income convergence: a difference-in-differences analysis. **Journal of International Economics**, v. 55, p. 203-228, 2001.
- VAN DER VOORDE, C.; DOORSLAER, E. V.; SCHOKKAERT, E. Effects of cost sharing on physician utilization under favourable conditions for supplier-induced. **Health Economics**, v. 10, p. 457-471, 2001.
- VON NEUMANN, J.; MORGENSTERN, O. **Theory of games and economic behavior**. 3. ed. Princeton: Princeton University Press, 1953.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: MIT Press, 2002.
- ZWEIFEL, P.; MANNING, W. G. Moral hazard and consumer incentives in health care. In: CULYER, A. J.; NEWHOUSE, J. P. (Ed.). **Handbook of health economics**. Amsterdam: North-Holland Elsevier, 2000. p. 409-459, v. 1A.

(Originais submetidos em julho de 2010. Última versão recebida em julho de 2011. Aprovada em setembro de 2011).

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

ÍNDICE DO VOLUME 41, 2011

ARTIGOS

RISCO DAS INSTITUIÇÕES FINANCEIRAS E O IMPACTO SOBRE A ATIVIDADE ECONÔMICA: UMA ANÁLISE COM DADOS EM PAINEL PARA O BRASIL 5

Helder Ferreira de Mendonça, Délio José Cordeiro Galvão, Renato Falci Villela Loures

DIREITOS DE PROPRIEDADE E BEM-ESTAR: AVALIAÇÃO DO IMPACTO DO PROGRAMA DE REGULARIZAÇÃO FUNDIÁRIA NA QUINTA DO CAJU 29

Maria Isabel de Toledo Andrade, Valeria Pero

TRABALHO MATERNO E DESEMPENHO EDUCACIONAL DAS CRIANÇAS: UMA ANÁLISE DA PROBABILIDADE DE APROVAÇÃO ESCOLAR 71

Juliana Maria Aquino, Elaine Toldo Pazello

GASTO EM P&D E PODER DE MERCADO: TEORIA E EVIDÊNCIA PARA O BRASIL 101

Eduardo Correia, Rodrigo Moita

UM MODELO ECONOMETRICO COM PARÂMETROS VARIÁVEIS PARA A CARGA TRIBUTÁRIA BRUTA BRASILEIRA TRIMESTRAL 133

Mario Jorge Cardoso de Mendonça, Adolfo Sachsida, Luis Alberto Medrano

IMPACTOS MACROECONÔMICOS DA COBRANÇA PELO USO DA INFRAESTRUTURA PÚBLICA NO BRASIL 183

Ricardo A. de Castro Pereira, Pedro Cavalcanti Ferreira

UMA AVALIAÇÃO DO IMPACTO DA QUALIDADE DA CRECHE NO DESENVOLVIMENTO INFANTIL 213

Ricardo Paes de Barros, Mirela de Carvalho, Samuel Franco, Rosane Mendonça, Andrezza Rosalém

RESULTADO ESTRUTURAL E IMPULSO FISCAL: UMA APLICAÇÃO PARA AS ADMINISTRAÇÕES PÚBLICAS NO BRASIL – 1997-2010 233

Bernardo Patta Schettini, Raphael Rocha Gouvêa, Rodrigo Octávio Orair, Sérgio Wulff Gobetti

FLUTUAÇÕES E PERSISTÊNCIA NA POBREZA: UMA ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO TRANSITÓRIA-CRÔNICA PARA O BRASIL 287

Rafael Perez Ribas, Ana Flavia Machado, André Braz Gogher

IMPACTOS DA POLÍTICA DE DESENVOLVIMENTO PRODUTIVO NA ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL 337

Daniel Arruda Coronel, Antônio Carvalho Campos, André Filipe Zago de Azevedo, Fátima Marília Andrade de Carvalho

MIGRAÇÃO INTERESTADUAL DE RETORNO E AUTOSSELEÇÃO: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL 369

Hilton Martins de Brito Ramalho, Vívian dos Santos Queiroz

HISTERESE E O COMÉRCIO EXTERIOR DE PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS BRASILEIROS 397

Sérgio Kannebley Júnior, Diogo de Prince, Maíra Camargo Scarpelli

CHOQUES NÃO ANTECIPADOS DE POLÍTICA MONETÁRIA E A ESTRUTURA A TERMO DAS TAXAS DE JUROS NO BRASIL 433

Fernando Nascimento de Oliveira, Leonardo Ramos

UMA METODOLOGIA DE CONSTRUÇÃO DE SÉRIES DE ALTA FREQUÊNCIA DAS FINANÇAS MUNICIPAIS NO BRASIL COM APLICAÇÃO PARA O IPTU E O ISS: 2004-2010 471

Rodrigo Octávio Orair, Claudio Hamilton Matos dos Santos, Wesley de Jesus Silva, José Mauricio de Mello Brito, Alessandra dos Santos Ferreira, Hilton Leal Silva, Wanderson Silva Rocha

CONSUMO DE SERVIÇOS MÉDICOS E MARCO REGULATÓRIO NO MERCADO DE SEGURO DE SAÚDE BRASILEIRO 509

Marislei Nishijima, Fernando Antonio Slaibe Postali, Vera Lúcia Fava

AUTORES

ANDRADE, Maria Isabel de Toledo

Direitos de propriedade e bem-estar: avaliação do impacto do programa de regularização fundiária na Quinta do Caju 29

AQUINO, Juliana Maria

Trabalho materno e desempenho educacional das crianças: uma análise da probabilidade de aprovação escolar 71

AZEVEDO, André Filipe Zago de

Impactos da política de desenvolvimento produtivo na economia brasileira: uma análise de equilíbrio geral computável 337

BARROS, Ricardo Paes de

Uma avaliação do impacto da qualidade da creche no desenvolvimento infantil 213

BRITO, José Mauricio de Mello

Uma metodologia de construção de séries de alta frequência das finanças municipais no Brasil com aplicação para o IPTU e o ISS: 2004-2010 471

CAMPOS, Antônio Carvalho

Impactos da política de desenvolvimento produtivo na economia brasileira: uma análise de equilíbrio geral computável 337

CARVALHO, Fátima Marília Andrade de

Impactos da política de desenvolvimento produtivo na economia brasileira: uma análise de equilíbrio geral computável 337

CARVALHO, Mirela de

Uma avaliação do impacto da qualidade da creche no desenvolvimento infantil 213

CORONEL, Daniel Arruda

Impactos da política de desenvolvimento produtivo na economia brasileira: uma análise de equilíbrio geral computável 337

CORREIA, Eduardo

Gasto em P&D e poder de mercado: teoria e evidência para o Brasil 101

FAVA, Vera Lúcia

Consumo de serviços médicos e marco regulatório no mercado de seguro de saúde brasileiro 509

FERREIRA, Alessandra dos Santos

Uma metodologia de construção de séries de alta frequência das finanças municipais no Brasil com aplicação para o IPTU e o ISS: 2004-2010 471

FERREIRA, Pedro Cavalcanti

Impactos macroeconômicos da cobrança pelo uso da infraestrutura pública no Brasil 183

FRANCO, Samuel

Uma avaliação do impacto da qualidade da creche no desenvolvimento infantil 213

GALVÃO, Délio José Cordeiro

Risco das instituições financeiras e o impacto sobre a atividade econômica: uma análise com dados em painel para o Brasil 5

GOBETTI, Sérgio Wulff

Resultado estrutural e impulso fiscal: uma aplicação para as administrações públicas no Brasil – 1997-2010 233

GOGHER, André Braz

Flutuações e persistência na pobreza: uma análise de decomposição transitória-crônica para o Brasil 287

GOUVÊA, Raphael Rocha

Resultado estrutural e impulso fiscal: uma aplicação para as administrações públicas no Brasil – 1997-2010 233

KANNEBLEY Júnior, Sérgio

Histerese e o comércio exterior de produtos industrializados brasileiros 397

LOURES, Renato Falci Villela

Risco das instituições financeiras e o impacto sobre a atividade econômica: uma análise com dados em painel para o Brasil 5

MACHADO, Ana Flavia

Flutuações e persistência na pobreza: uma análise de decomposição transitória-crônica para o Brasil 287

MEDRANO, Luis Toscano

Um modelo econométrico com parâmetros variáveis para a carga tributária bruta brasileira trimestral 133

MENDONÇA, Helder Ferreira de

Risco das instituições financeiras e o impacto sobre a atividade econômica: uma análise com dados em painel para o Brasil 5

MENDONÇA, Mario Jorge Cardoso de

Um modelo econométrico com parâmetros variáveis para a carga tributária bruta brasileira trimestral 133

MENDONÇA, Rosane

Uma avaliação do impacto da qualidade da creche no desenvolvimento infantil 213

MOITA, Rodrigo

Gasto em P&D e poder de mercado: teoria e evidência para o Brasil 101

NISHIJIMA, Marislei

Consumo de serviços médicos e marco regulatório no mercado de seguro de saúde brasileiro 509

OLIVEIRA, Fernando Nascimento de

Choques não antecipados de política monetária e a estrutura a termo das taxas de juros no Brasil 433

ORAIR, Rodrigo Octávio

Resultado estrutural e impulso fiscal: uma aplicação para as administrações públicas no Brasil – 1997-2010 233

ORAIR, Rodrigo Octávio

Uma metodologia de construção de séries de alta frequência das finanças municipais no Brasil com aplicação para o IPTU e o ISS: 2004-2010 471

PAZELLO, Elaine Toldo

Trabalho materno e desempenho educacional das crianças: uma análise da probabilidade de aprovação escolar 71

PEREIRA, Ricardo A. de Castro

Impactos macroeconômicos da cobrança pelo uso da infraestrutura pública no Brasil 183

PERO, Valeria

Direitos de propriedade e bem-estar: avaliação do impacto do programa de regularização fundiária na Quinta do Caju 29

POSTALI, Fernando Antonio Slaibe

Consumo de serviços médicos e marco regulatório no mercado de seguro de saúde brasileiro 509

PRINCE, Diogo de

Histerese e o comércio exterior de produtos industrializados brasileiros 397

QUEIROZ, Vivian dos Santos

Migração interestadual de retorno e autosseleção: evidências para o Brasil 369

RAMALHO, Hilton Martins de Brito

Migração interestadual de retorno e autosseleção: evidências para o Brasil 369

RAMOS, Leonardo

Choques não antecipados de política monetária e a estrutura a termo das taxas de juros no Brasil 433

RIBAS, Rafael Perez

Flutuações e persistência na pobreza: uma análise de decomposição transitória-crônica para o Brasil 287

ROCHA, Wanderson Silva

Uma metodologia de construção de séries de alta frequência das finanças municipais no Brasil com aplicação para o IPTU e o ISS: 2004-2010 471

ROSALÉM, Andrezza

Uma avaliação do impacto da qualidade da creche no desenvolvimento infantil 213

SACHSIDA, Adolfo

Um modelo econométrico com parâmetros variáveis para a carga tributária bruta brasileira trimestral 133

SANTOS, Claudio Hamilton Matos dos

Uma metodologia de construção de séries de alta frequência das finanças municipais no Brasil com aplicação para o IPTU e o ISS: 2004-2010 471

SCARPELLI, Máira Camargo

Histerese e o comércio exterior de produtos industrializados brasileiros 397

SCHETTINI, Bernardo Patta

Resultado estrutural e impulso fiscal: uma aplicação para as administrações públicas no Brasil – 1997-2010 233

SILVA, Hilton Leal

Uma metodologia de construção de séries de alta frequência das finanças municipais no Brasil com aplicação para o IPTU e o ISS: 2004-2010 471

SILVA, Wesley de Jesus

Uma metodologia de construção de séries de alta frequência das finanças municipais no Brasil com aplicação para o IPTU e o ISS: 2004-2010 471

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Claudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Fabiana da Silva Matos

Lucia Duarte Moreira

Luciana Nogueira Duarte

Míriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Maria Hosana Carneiro da Cunha

Mário Ventura de Medeiros (estagiário)

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

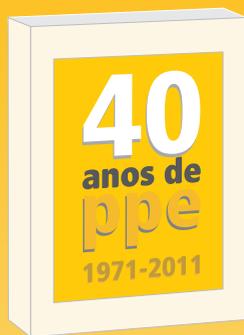
Térreo – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.
2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.
3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.
4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.
5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.
6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.
7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.
8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.
9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.



Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.



Apoio editorial



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada



GOVERNO FEDERAL
BRASIL
PAÍS RICO É PAÍS SEM POBREZA