volume 40 | número 3 | dezembro 2010

pesquisa e planejamento econômico ▪ ppe

ipea

EFEITO DA DESONERAÇÃO FISCAL DE NÃO RESIDENTES SOBRE A CURVA DE JUROS BRASILEIRA: MEDIDA PROVISÓRIA Nº 281/2006
Ajax Moreira e Kátia Rocha

INTERVENÇÕES DO BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB) E PREVISIBILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO: EVIDÊNCIAS A PARTIR DA UTILIZAÇÃO DE REGRAS DE NEGOCIAÇÃO BASEADAS EM ANÁLISE TÉCNICA
Rodrigo da Rosa Borges e José Luiz Rossi Júnior

EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NA ECONOMIA BRASILEIRA: RESULTADOS DE UM PROCEDIMENTO DE IDENTIFICAÇÃO AGNÓSTICA
Mario Jorge Cardoso de Mendonça, Adolfo Sachsida e Luis Alberto Medrano

OS EFEITOS DISTRIBUTIVOS DO SALÁRIO MÍNIMO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO NO PERÍODO 2002-2008: ENFOQUE A PARTIR DE DISTRIBUIÇÕES CONTRAFACTUAIS
Henrique Dantas Neder e Rosana Ribeiro

O POTENCIAL CRIADOR DE EMPREGO E RENDA DO TURISMO NO BRASIL
Milene Takasago, Joaquim J. M. Guilhoto, Maria de Lourdes Rollemberg Mollo e Joaquim Pinto de Andrade

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro – Wellington Moreira Franco

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

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

Presidente
Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Fernando Ferreira

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Mário Lisboa Theodoro

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura
Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete
Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
Daniel Castro

Corpo Editorial

Editor
Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti

Coeditor
Maurício Cortez Reis

Membros
Alexis Maka
Carlos Henrique Leite Corseuil
Eduardo Pedral Sampaio Fiuza
Eustáquio José Reis
Fernando Veloso
Lauro Roberto Albrecht Ramos
Miguel Nathan Foguel
Pedro Cavalcanti Ferreira
Rodrigo Reis Soares

Secretária-Executiva
Angélica Ferreira de Barros

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

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

volume 40 | número 3 | dezembro 2010

pesquisa e planejamento econômico ▪ ppe

ipea

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2010

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

EFEITO DA DESONERAÇÃO FISCAL DE NÃO RESIDENTES SOBRE A CURVA DE JUROS BRASILEIRA: MEDIDA PROVISÓRIA Nº 281/2006 329
Ajax Moreira e Kátia Rocha

INTERVENÇÕES DO BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB) E PREVISIBILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO: EVIDÊNCIAS A PARTIR DA UTILIZAÇÃO DE REGRAS DE NEGOCIAÇÃO BASEADAS EM ANÁLISE TÉCNICA 349
Rodrigo da Rosa Borges e José Luiz Rossi Júnior

EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NA ECONOMIA BRASILEIRA: RESULTADOS DE UM PROCEDIMENTO DE IDENTIFICAÇÃO AGNÓSTICA 367
Mario Jorge Cardoso de Mendonça, Adolfo Sachsida e Luis Alberto Medrano

OS EFEITOS DISTRIBUTIVOS DO SALÁRIO MÍNIMO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO NO PERÍODO 2002-2008: ENFOQUE A PARTIR DE DISTRIBUIÇÕES CONTRAFACTUAIS 395
Henrique Dantas Neder e Rosana Ribeiro

O POTENCIAL CRIADOR DE EMPREGO E RENDA DO TURISMO NO BRASIL 431
Milene Takasago, Joaquim J. M. Guilhoto, Maria de Lourdes Rollemberg Mollo e Joaquim Pinto de Andrade

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 2010 para a preservação da qualidade desta publicação.

Adelar Fochezatto, Adolfo Sachsida, Ajax Moreira, Alex Luiz Ferreira, Alexandre Marinho, Alexis Maka, Ana Lúcia Kassouf, André Filipe Zago de Azevedo, Angelo Costa Gurgel, Antonio Carvalho Campos, Beatriz Muriel, Bernardo Silveira, Breno Sampaio, Bruno Aurichio, Carlos Enrique Gutierrez, Carlos Wagner de Albuquerque Oliveira, Celso Campos, Christian Vonbun, Claudio Henrique Barbedo, Claudio Shikida, Cristine Pinto, Daniel Santos, Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón, Emilio Matsumura, Enlinson Mattos, Eurilton Araújo, Fabiana de Felício, Fabiana Rocha, Fábio Waltenberg, Fernando Oliveira, Fernando Perobelli, Fernando Puga, Flavia Chein, Flavia Graminho, Frederico Gonzaga Jayme Júnior, Guilherme Irffi, Guilherme Oliveira Lima Marques, Hamilton Kai, Honório Kume, Jaimilton Carvalho, Joana Monteiro, João Manoel Pinho de Mello, João Paulo Faleiros, Joaquim Bento Ferreira Filho, José Francisco Soares, José Gustavo Feres, José Luiz Rossi Júnior, José Pereira, Juliano Assunção, Klênio Barbosa, Leonardo Monastério, Lízia de Figueiredo, Luciano Nakabashi, Luiz Alberto D'Ávila de Araujo, Luiz Fernando de Paula, Luiz Guilherme Scorzafave, Marcelo Mello, Marcelo Nonnenberg, 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, Pedro Henrique Albuquerque, Priscilla Tavares, Ralph Silva, Raul Silveira Neto, Ricardo Ehlers, Rodrigo Moura, Romero Rocha, Rosane Mendonça, Rudi de Castro, Sandro Carvalho, Sérgio Ricardo de Brito Gadelha, Steven Helfand, Thiago Caliari, Valderio Reisen, Vanessa Nadalin.

EFEITO DA DESONERAÇÃO FISCAL DE NÃO RESIDENTES SOBRE A CURVA DE JUROS BRASILEIRA: MEDIDA PROVISÓRIA Nº 281/2006*

Ajax Moreira**
Kátia Rocha***

O estudo analisa o efeito da Medida Provisória (MP) nº 281, de 16 de fevereiro de 2006, sobre a curva de juros brasileira. A MP reduziu a zero a alíquota do imposto sobre os rendimentos dos títulos públicos federais adquiridos por não residentes. A partir das taxas indicativas e respectiva duração dos títulos públicos – Letras do Tesouro Nacional (LTN), Nota do Tesouro Nacional, série F (NTN-F), e Nota do Tesouro Nacional, série B (NTN-B) –, a metodologia isola o efeito da MP. Os resultados indicam que não se pode rejeitar a hipótese de que a desoneração fiscal impactou a curva de juros, com uma redução das taxas de até 1,2% nos juros de curto prazo e um aumento de até 2%.

1 INTRODUÇÃO

O planejamento e a gestão da dívida pública federal (DPF)[1] vem buscando a melhoria no perfil da DPF brasileira, através de uma série de medidas, entre as quais destacam-se: *i*) o alongamento do prazo médio da DPF; *ii*) a redução do percentual da DPF vincendo em 12 meses; *iii*) a substituição gradual dos títulos remunerados pela taxa – Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC) por títulos com rentabilidade prefixada ou vinculada a índices de preços; *iv*) o incentivo ao desenvolvimento da estrutura a termo de taxas de juros para títulos públicos federais nos mercados interno e externo; e *v*) a ampliação da base de investidores.

As tabelas 1 e 2 ilustram a gradativa melhora no perfil da dívida pública federal por indexador e por maturidade desde 2003. Observa-se a diminuição da proporção indexada à SELIC – Letras Financeiras do Tesouro (LFT), aumento da proporção prefixada – Letras do Tesouro Nacional (LTN) e Nota do Tesouro Nacional, série F (NTN-F) e indexada ao Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), e aumento do prazo médio da DPF interna, passando de 32 para 41 meses. O gráfico 1 mostra a trajetória do prazo médio da dívida interna que apresenta tendência persistente de crescimento entre janeiro de 2006 e dezembro de 2008.

---

* Os autores agradecem à Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro (Andima) pela disponibilização de dados, a Marcos da Silveira (Ipea) e a dois pareceristas anônimos pelas sugestões e comentários.

** Coordenador de Economia Financeira da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

*** Técnica de Planejamento e Pesquisa da Dimac/Ipea e professora adjunta do Departamento de Engenharia Industrial da PUC-Rio.

1. Maiores detalhes podem ser obtidos no Plano Anual de Financiamento da Dívida Pública Federal (DPF, 2007), na Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

TABELA 1
Composição da dívida pública federal por indexador
(Em %)

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Dívida interna	76	80	85	88	92	91	93
LTN e NTN-F: prefixada	10	16	24	32	34	29	31
LFT: SELIC	47	45	43	33	30	32	33
NTN-C: Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M)	7	8	6	5	5	4	4
NTN-D: dólar	3	1	1	0	0	0	0
NTN-B: IPCA	0	0	6	14	18	22	22
Demais	9	10	5	5	4	4	3
Dívida externa	24	20	15	11	8	9	7
Dívida total	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: STN.

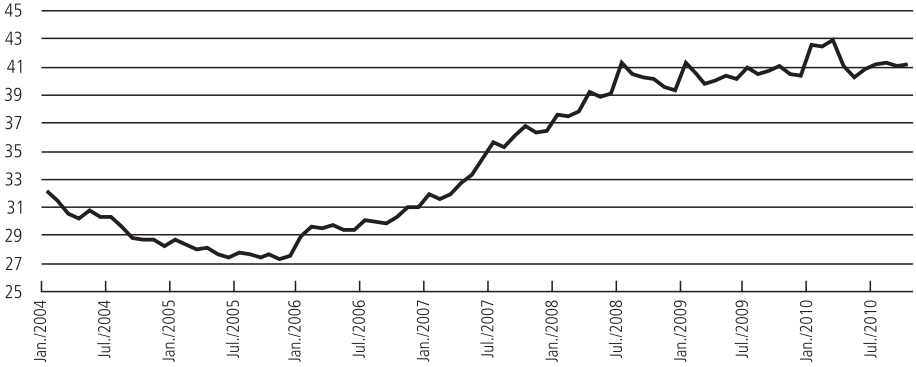
TABELA 2
Prazo médio da dívida pública federal
(Em meses)

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
DPF interna	32	28	28	31	37	39	41
LTN: prefixada	23	17	19	9	9	7	10
NTN-F: prefixada	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	30	28
LFT: SELIC	6	5	10	23	26	31	31
NTN-C: IGP-M	69	69	79	81	80	94	94
NTN-D: dólar	13	12	12	17	6	n.d.	n.d
NTN-B: IPCA	n.d.	105	59	58	69	66	69
DPF externa	71	71	76	82	74	72	69
DPF total	40	35	34	36	39	42	43

Fonte: STN.

Nota: n.d. = não disponível.

GRÁFICO 1
Prazo médio (meses) da dívida pública federal interna



Fonte: STN.

A gestão da DPF determina a estratégia ótima de oferta de títulos públicos e as expectativas do mercado, incluindo a percepção de risco e o retorno dos agentes, determinam a demanda por estes títulos. O equilíbrio, em cada momento, entre a oferta e a demanda, resulta na estrutura a termo da taxa de juros (ETTJ), que é a taxa de juros de equilíbrio para cada maturidade, ou vértice de tempo da curva de juros.

Com o objetivo de ampliar a demanda por títulos públicos federais, o governo brasileiro publicou, em 16 de fevereiro de 2006, a Medida Provisória (MP) nº 281, convertida na Lei nº 11.312, de 27 de junho de 2006, que reduziu a zero a alíquota de Imposto de Renda (IR) sobre os rendimentos dos títulos públicos federais adquiridos por não residentes. Garantiu-se, desse modo, ao investidor estrangeiro, a desoneração fiscal em aplicações de títulos públicos e instrumentos de capital de risco (*venture capital*).

A Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro (Andima, 2005) emitiu relatório econômico favorável à medida, argumentando que o aumento da base de investidores geraria externalidades positivas, como a ampliação do mercado financeiro, o alongamento do perfil da dívida, o aumento da parcela prefixada da dívida pública e a redução das taxas de juros dos títulos de longo prazo, previsões baseadas no aumento da demanda por títulos federais e na preferência dos investidores não residentes por títulos prefixados de longo prazo.

Essa questão já foi abordada em Wasserman (2009), que propõe um modelo de série temporal da taxa de retorno da Nota do Tesouro Nacional, série B (NTN-B) com vencimento em 2045 e conclui, utilizando uma janela estrita de dados diários no entorno da entrada em vigor da MP, que a isenção fiscal reduziu de fato as taxas de retorno. No entanto, o autor considera apenas o efeito imediato sobre um certo título, ignorando os efeitos de maior prazo sobre o conjunto dos títulos.

O objetivo de nosso estudo consiste em avaliar qual o efeito da desoneração fiscal sobre a curva de juros brasileira, ou ETTJ.

Utilizamos dados diários fornecidos pela Andima referentes à taxa indicativa de juros (*yield to maturity*) e a respectiva duração de títulos prefixados LTN e NTN-F – e de títulos indexados ao IPCA (NTN-B) no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2007, período este centrado no momento da MP. A partir desses dados, elaborou-se uma ETTJ *sintética* referente aos títulos públicos federais, aproximada com a taxa indicativa e vértice de tempo equivalente à duração de cada título.[2]

Os resultados obtidos rejeitam a hipótese de que a desoneração fiscal não alterou a curva de juros, e também não rejeita a hipótese de que o efeito consistiu na diminuição

2. Essa aproximação justificou-se na medida em que a Andima somente começou a disponibilizar a ETTJ referente às taxas "limpas" (zero cupons) de títulos públicos federais após setembro de 2009, período posterior ao do estudo.

das taxas de juros da ponta curta e no aumento das taxas de juros da ponta longa. Resultado em desacordo com a previsão realizada pelo estudo da Andima.

A seção 2 descreve o modelo proposto, as seções 3 e 4 apresentam, respectivamente, os dados e os resultados, e finalmente a seção 5 conclui o trabalho.

2 MODELO

A oferta e a demanda agregada de títulos públicos federais são dadas por $x = f(m,p,z)$ e $y = g(m,p,z)$, onde m *e* p equivalem a maturidade e preço de cada título e z corresponde ao conjunto de variáveis que desloca a demanda e a oferta de títulos, como as condições do mercado internacional e os fundamentos domésticos. Sob as hipóteses usuais, resulta um equilíbrio de mercado descrito na forma reduzida (1) que determina o preço dos títulos de forma condicional à respectiva maturidade m e às variáveis z.

$$p = f(m,z) \tag{1}$$

Uma janela suficientemente pequena permite ignorar as variações de m e z, mas deixa de considerar os efeitos da desoneração sobre as expectativas de maior prazo. Por isto adotamos uma estratégia mista. Utilizamos dados diários relativos a uma janela de até três anos centrados na entrada em vigor da MP, incluímos como variáveis de controle alguns dos determinantes da oferta e da demanda de títulos e consideramos toda a amostra disponível de títulos públicos prefixados (LTN e NTN-F) e os indexados ao IPCA (NTN-B).

Cada título é descrito por um par de séries temporais, taxa e duração. O modelo é implementado em duas etapas: na primeira utiliza-se o polinômio de Laguerre ou de Legendre para descrever a curva de juros em função de fatores, e na segunda, explica-se estes fatores com variáveis de controle e o indicador da ocorrência da desoneração fiscal.

2.1 Estimação da curva de juros

Os dados disponíveis de títulos públicos federais negociados no mercado secundário são coletados na Andima, que disponibiliza séries temporais diárias referentes à taxa de juros indicativa (*yield*) e respectiva duração de cada título. Dessa forma, a *yield* e a duração de cada título descrevem os vértices da curva de juros.

Seja N o conjunto de dias da amostra, $T(d)$ o conjunto de títulos observados no dia d, $y(d,i)$ a taxa de juros indicativa do título $i \in T(d)$ no dia d e $m(d,i)$

a duração correspondente. Na amostra, a duração dos títulos varia diariamente, assim como o número de títulos, uma vez que alguns títulos são emitidos enquanto outros vencem no decorrer da janela temporal.

Na literatura de finanças, a ETTJ, ou curva de juros, é usualmente aproximada por uma combinação linear de polinômios que são função da maturidade e que constituem uma base conveniente no espaço das funções. Essas funções correspondem a propriedades geométricas da curva como nível, inclinação e curvatura, ponderadas por componentes latentes que sumarizam a ETTJ. Entre as bases mais utilizadas encontram-se os polinômios de Laguerre utilizados por Nelson e Siegel (1987) e os polinômios de Legendre.

A descrição da ETTJ com componentes deste tipo tem sido utilizada por diversos autores, como por exemplo, Diebold e Li (2006) que utilizam o modelo de Nelson e Siegel (1987) para estimar componentes com os quais, em uma segunda etapa, são variáveis de um modelo autorregressivo de previsão da ETTJ. No Brasil, Laurini e Hotta (2010) utilizam os polinômios de Laguerre para prever a ETTJ, e Duarte, Almeida e Fernandes (1998) para descrever o mercado de *eurobonds.*

Seja a curva de juros em cada dia *d*, $Y_{(d)} = (Y_{1(d)}, \ldots Y_{i(d)})$, representada pela *yield* dos *i* títulos do dia (*d*), que tem maturidades $m_{(d)} = (m_{1(d)}, \ldots m_{i(d)})$. As taxas destes títulos descrevem a ETTJ do dia (*d*) que pode ser representada com a função de Nelson e Siegel/Laguerre[3] (ou de Legendre[4]). Estas funções associam a cada vértice (título), três componentes (quatro na decomposição de Legendre) que representam características geométricas da curva de juros subjacente, e que não dependem da maturidade. Para isto é calculado para cada título o fator $b_{i(d)} = (b^1_{i(d)}, b^2_{i(d)}, b^3_{i(d)})$ onde cada componente é ponderado com o peso (θ_1, θ_2, θ_3) que determina a importância desta componente na formação da taxa de juros de cada título. Em cada dia dispomos de $i > 3$ (ou 4) títulos que são descritos, na equação (2), com os 3 (ou 4) pesos (θ) que são estimados por mínimos quadrados. A dimensionalidade das matrizes envolvidas está documentada no subscrito.

$$Y_{(1\times i)} = \theta_{(1\times k)} b_{(k\times i)} = e_{(1\times i)} \tag{2}$$

Como apresentado em Diebold e Li (2006) estes fatores descrevem a geometria da curva de juros – nível, inclinação e curvatura – em cada dia e são comparáveis

3. Laguerre:
$b1 = 1;\ b^2_{m(i(d))} = (1 - \exp(-\lambda . m_{i(d)})) / \lambda . m_{i(d)};\ b^3_{m(i(d))} = b^2_{m(i(d))} - \exp(-\lambda . m_{i(d)})$, onde m_{id} é a duração do título *i* no dia *d*, e λ como em Diebold e LI, é estimado de forma a minimizar a soma das variâncias dos resíduos de (2).

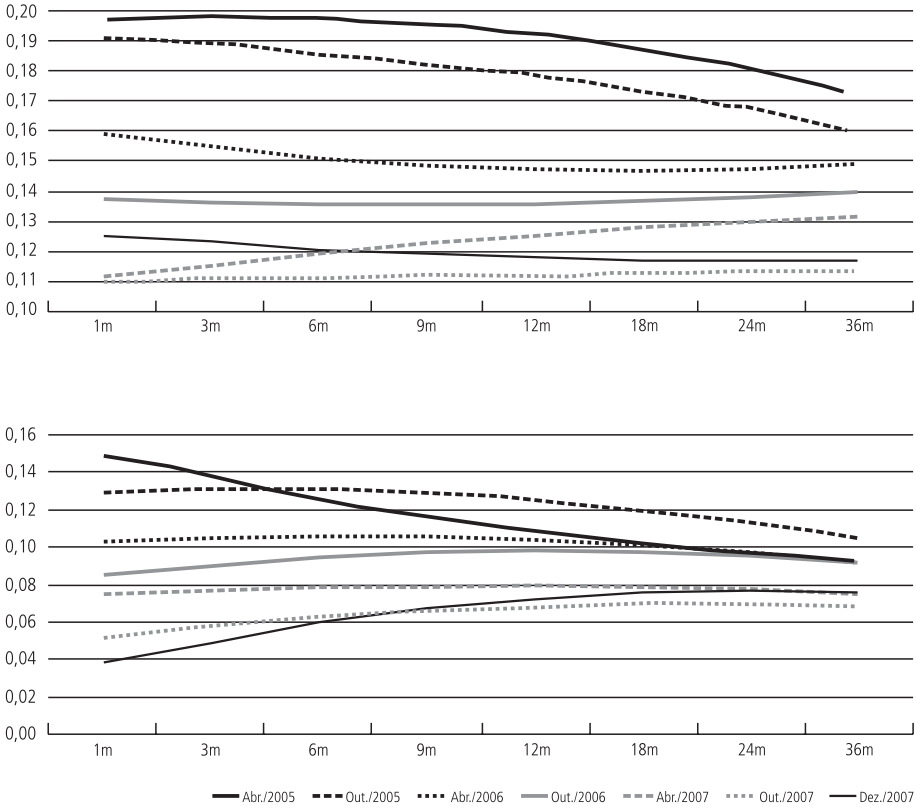
4. Legendre:
$b1 = 1;\ b^2_{m(i(d))} = 2m_{i(d)} / m^* - 1;\ b^3_{m(i(d))} = (3(b^2_{m(i(d))})^2 - 1) / 2;\ b^4_{m(i(d))} = (5(b^2_{m(i(d))})^3 - 3b^2_{m(i(d))}) / 2$, onde *m* é a duração do título *i* no dia *d* e *m** é a duração do título mais longo.

de forma intertemporal. Para a avaliação da robustez dos resultados, este exercício foi realizado com as duas decomposições: Laguerre (Nelson e Siegel) e Legendre.

A distribuição da qualidade do ajuste da equação (2) estimada por dia, medida com o R^2 ajustado é superior a 98%, apresentada na seção 3, que revela a capacidade destas decomposições em representar a curva de juros.[5]

O gráfico 2 mostra para dias selecionados a curva de juros estimada com o modelo de Nelson e Siegel para os títulos prefixados e para os indexados ao IPCA (NTN-B).

GRÁFICO 2
Curva de juros: título prefixado NTN-B



Fonte: Elaboração própria.

5. O exercício apresentado foi realizado ignorando a incerteza na estimação dos fatores, considerando $\theta(d) = E(\Phi(d))$, onde $\Phi(d)$ é a distribuição do estimador dos fatores. Para avaliar o efeito da incerteza na estimação destes fatores, procedeu-se a um exercício de simulação utilizando a amostra da distribuição analítica do estimador do fator, $\theta(d)^w \sim \Phi(d)$. O resultado desse exercício de simulação é muito semelhante ao obtido quando se utiliza a estimativa pontual dos fatores e foi ignorado para facilitar o entendimento.

2.2 Identificação do efeito da desoneração fiscal

O mercado financeiro global e o ambiente econômico doméstico estão sujeitos a alterações que impactam o mercado de títulos públicos e alteram as condições de equilíbrio desse mercado. Para identificar, ou isolar, o efeito da desoneração fiscal de investidores não residentes sobre a curva de juros brasileira, propõe-se o modelo (3),[6] onde θ é o vetor dos fatores estimados para os D dias da amostra e empilhados na forma $\theta = (\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \hat{\theta}_3)'$, com dimensão ($D$ x 3), e Z são variáveis de controle que caracterizam a oferta e a demanda por títulos públicos de dimensão (D x p) e s a variável indicadora da desoneração fiscal de dimensão (D x 1) definida como (0 até o momento da desoneração e 1 após).

$$\theta_{(D\times k)} = Z_{(D\times p)}\beta^*_{(p\times k)} + s_{(D\times 1)}\gamma^*_{(1\times k)} + e^*_{(D\times k)} \tag{3}$$

Z inclui variáveis que caracterizam as três principais fontes de determinação das taxas de juros: a política monetária; a política fiscal; e os condicionantes do mercado de capital internacional. A política monetária está representada com *i*) a taxa SELIC e *ii*) a taxa de inflação (IPCA), a política fiscal com o *iii*) índice de austeridade fiscal proposto por Favero e Giavazzi (2004) (*af*)[7] e *iv*) a dívida mobiliária federal como proporção do PIB (*dp*), e o mercado internacional está caracterizado com *v*) risco país medido pelo EMBIPLUS-BR (*spd*)[8] e *vi*) índice de aversão ao risco (*vix*)[9]. Finalmente incluiu-se uma tendência determinística (*t*) que representa todas as demais variáveis omitidas que tenham tendência determinística.[10] Esta tendência representa, por exemplo, a queda das taxas de juros no período.

Portanto Z = (*spd*, *vix*, *t*, *ipca*, *selic*, *af*, *dp*), onde os três primeiros componentes são medidos com frequência diária, e os quatro últimos com frequência mensal. A disparidade de frequência pode ser resolvida agregando mensalmente os dados diários ou utilizando modelos com frequências mistas conforme apresentado em

6. A natureza das variáveis da equação (3) – taxas de juros e proporções do PIB – garante que estas quantidades não tenham tendência estocástica e, portanto, que a estimativa desta equação não seja espúria.

7. Medida pelo desvio como proporção do Produto Interno Bruto (PIB), entre o superávit primário observado e o superávit requerido necessário para manter a relação dívida/PIB constante, conforme sugerido por Favero e Giavazzi (2004).

8. Índice desenvolvido pelo banco de investimentos JPMorgan (2004) que mede o *spread* médio entre os juros de títulos soberanos brasileiros e os juros dos títulos soberanos americanos de maturidade semelhante.

9. O índice CBOE Volatility Index (VIX) descrito em CBOE (2009) é comumente utilizado como *proxy* da aversão ao risco de mercado. Foi introduzido em 1993 pela CBOE, e consiste na volatilidade diária implícita nas opções sobre o índice S&P500 para os próximos 30 dias considerando diversas ponderações sobre preços de opções de diversos preços de exercício.

10. A expectativa futura da inflação bem como da taxa de câmbio correspondem a variáveis endógenas sendo determinadas conjuntamente com o *spread*. Regressões não apresentadas mostram que Z explica cerca de 93% da variação destas variáveis com o teste F superior a 35, o que rejeita a hipótese de que Z é um instrumento fraco para estas duas variáveis. Dessa forma, a inclusão destas duas variáveis instrumentadas com Z é equivalente à versão atual do modelo.

Gonzalles-Hermozillo (1999) e Klein e Kushnirsky (2005). A forma mista possui a vantagem de utilizar amostras maiores preservando a informação da agregação original, mas pode implicar erros heterocedásticos. Por isto, utilizou-se o estimador de Newey-West (1987) que é robusto para heterocedasticidade e autocorrelação serial do erro. A inclusão das variáveis de controle *z* mitiga o viés devido à omissão de variáveis correlacionadas com a desoneração, e a repetição do exercício com diferentes amostras, com diferentes tipos de ETTJ, indica a robustez dos resultados.

3 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Os dados utilizados, obtidos na Andima, referem-se à taxa de juros indicativa e a correspondente duração de 26 LTNs, 8 NTN-Fs e 16 NTN-Bs no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2007.

Construíram-se dois grupos de títulos, um prefixado, formado pelas LTNs e NTN-Fs, e o segundo indexado ao IPCA, formado pelas NTN-Bs. O exercício foi realizado separadamente para cada grupo.

A tabela 3 apresenta a média anual das variáveis explicativas. Pode-se observar o aumento do *vix* e uma redução expressiva do *spread*, ou seja, em um ambiente de aumento da aversão global de risco o mercado precificou a redução do risco brasileiro. Pode-se observar também que a taxa de inflação e a relação dívida/PIB não apresentam uma tendência definida e que ocorreu uma pequena redução no grau de austeridade fiscal (*af*). Vale mencionar que apesar de o risco global ter aumentado, a percepção de risco da economia brasileira melhorou, o que possibilita a tendência de redução das taxas domésticas.

TABELA 3
Valor médio das variáveis explicativas no ano

	vix	*Spread*	IPCA	*af*	DIV/PIB
2005	12.79	3.89	0.42	2.33	0.510
2006	12.82	2.33	0.26	2.06	0.497
2007	17.46	1.80	0.36	1.88	0.503

Fontes: CBOE (2009), JPMorgan (2004) e International Finance Statistics (IFS). Elaboração própria.

A tabela 4 apresenta para cada tipo de título o número de títulos em circulação no mercado em cada ano, a média anual das taxas em % ao ano (a.a.), e a média das durações em meses. Pode-se observar que as taxas decresceram ao longo dos anos, e que a duração das LTNs que é um título prefixado, aumentou expressivamente.

TABELA 4
Descrição da amostra de títulos por indexador

	Títulos			Média das taxas			Média da duração		
	2005	2006	2007	2005	2006	2007	2005	2006	2007
LTN: Prefixada	14	15	19	18	15	12	18	19	23
NTN-F: Prefixada	10	14	15	17	15	12	38	38	38
NTN-B: IPCA	3	4	8	10	9	7	74	70	73

Fonte: Andima. Elaboração própria.

O número de títulos públicos federais é variável no período da amostra. Alguns títulos eram negociados antes da MP enquanto outros foram emitidos após a MP. Como o momento da emissão pode condicionar as características do título, o estudo econométrico vai considerar este condicionamento.

A tabela 5 dimensiona o conjunto dos títulos emitidos antes e após a MP. Observa-se que de um total de 34 (16) títulos prefixados (indexados), 17(11) foram emitidas antes da MP, e o restante após.

TABELA 5
Descrição dos títulos por período de emissão

	Número de títulos			Duração média		
	Antes da MP	Após a MP	Total	Antes da MP	Após a MP	Total
Prefixada	17	17	34	25	38	32
Indexada	11	5	16	73	72	73

Fonte: STN. Elaboração própria.

4 RESULTADOS

A equação (2) foi estimada para cada dia, considerando ambas as decomposições (Nelson e Siegel[11] e Legendre), com todos os títulos e com o subconjunto dos emitidos antes da MP. Deste conjunto de resultados extraímos os percentis de 25% e 75% da distribuição do R^2 ajustado e do número de observações. A tabela 6 apresenta estes resultados que indicam que ambas as decomposições explicam uma elevada proporção da variância da ETTJ e que não há uma dominância entre elas. Tomando como exemplo o resultado relativo aos títulos prefixados e com a amostra total, os resultados mostram que ordenando os dias segundo a qualidade do ajuste da equação (2), para 25% deles a qualidade foi maior do que 99%, e para 75% foi maior do que 94%, explicando entre 14 e 19 títulos. Chama a atenção que a capacidade explicativa das duas decomposições é semelhante para a maioria dos casos, apesar de a decomposição de Nelson e Siegel ter menos um parâmetro.

11. O parâmetro λ da decomposição de Nelson e Siegel foi estimado seguindo a proposta de Diebold e Li (2006) que minimiza o erro quadrático médio para o conjunto dos dias, e que resultou no valor 0,09.

TABELA 6
Resultados da estimação dos componentes

Percentis	Amostra total		Títulos existentes	
	*p*25	*p*75	*p*25	*p*75
Títulos prefixados				
Observação	14	19	7	8
R^2|Legendre	0,94	0,99	0,98	1,00
R^2|Nelson e Siegel	0,95	0,99	0,96	1,00
Títulos indexados				
Observação	10	13	6	8
R^2|Legendre	0,90	0,99	0,70	0,98
R^2|Nelson e Siegel	0,79	0,96	0,75	0,97

Fonte: Elaboração própria.

Para avaliar a robustez do resultado, o modelo foi estimado com três amostras: 1) *amostra longa* que compreende uma janela de três anos centrada no evento, período suficiente para considerar os efeitos não imediatos da desoneração; 2) amostra curta que compreende uma janela de um ano (200 dias úteis) centrada no evento é semelhante a uma análise de evento, e a comparação destes dois resultados informa a importância das variáveis omitidas e dos efeitos de mais longo prazo, e 3) amostra com títulos emitidos antes (preexistentes) da MP. Isto para descartar o efeito da desoneração sobre as condições da oferta, em particular das maturidades dos títulos.

O modelo pode ser especificado e estimado com diferentes alternativas: 1) quanto à função que aproxima a ETTJ: Laguere (Nelson e Siegel) ou Legendre; 2) quanto à seleção da amostra: curta, longa e de títulos preexistentes, 3) quanto ao tipo de título indexado ou prefixado.

A equação (3) é vetorial, sendo estimada de forma independente para cada um dos componentes do vetor de pesos que descreve a ETTJ e para todas as especificações alternativas.

O efeito da MP está sumarizado nas tabelas 7 e 8 para ambas as decomposições (Nelson e Siegel e Legendre). Por parcimônia, apresentou-se apenas o coeficiente relativo ao efeito da desoneração omitindo os coeficientes das variáveis de controle. Para todos os casos os resultados mostram que não se pode rejeitar a hipótese de que a desoneração fiscal teve efeito sobre os componentes da ETTJ. No entanto, os resultados não informam, por exemplo, se o vértice longo da ETTJ foi mais ou menos afetado do que o vértice da ponta curta.

TABELA 7

Efeito da desoneração fiscal|Nelson e Siegel[1]

Amostra	Longa				Curta				Preexistentes			
Títulos	Prefixados		Indexados		Prefixados		Indexados		Prefixados		Indexados	
Estimadores	γ	*t-stat*	γ	*t-stat*	γ	*t-stat*	γ	*t-stat*	γ	*t-stat*	γ	*t-stat*
Nível	0,035	8,4	0,009	4,3	0,029	5,6	0,005	1,8	0,033	6,3	0,026	7,5
Inclinação	–0,048	9,3	–0,023	6,0	–0,031	5,7	–0,014	5,2	–0,046	7,5	–0,031	8,4
Curvatura	–0,026	4,0	0,034	3,2	–0,026	4,9	0,031	3,3	–0,024	2,7	–0,024	2,8

Fonte: Elaboração própria.

Nota: [1]O efeito da desoneração (γ) está descrito nas tabelas através do valor esperado do seu estimador e da estatística t-Student (*t-stat*). Nas linhas, temos o efeito da MP sobre cada uma das componentes da decomposição de Nelson e Siegel (tabela 7) e Legendre (tabela 8), e nas colunas os resultados para os diversos modelos/amostras considerados. Em todos os casos, o modelo inclui variáveis de controle. A amostra curta refere-se aos 200 dias centrados no evento, a longa corresponde ao período de janeiro de 2005 a dezembro de 2007 e a existente, aos títulos em circulação durante a MP. Utilizou-se a rotina Newey do programa STATA, que emprega o estimador de Newey-West, o qual é robusto para heterocedasticidade e autocorrelação.

TABELA 8

Efeito da desoneração fiscal|Legendre[1]

Amostra	Longa				Curta				Preexistentes			
Títulos	Prefixados		Indexados		Prefixados		Indexados		Prefixados		Indexados	
Estimadores	γ	*t-stat*	γ	*t-stat*	γ	*t-stat*	γ	*t-stat*	γ	*t-stat*	γ	*t-stat*
Nível	0,009	3,8	0,007	3,3	0,008	5,1	0,010	4,7	0,000	0,2	0,010	4,2
Inclinação	0,010	5,5	0,000	0,4	0,016	10,0	0,003	3,2	0,012	9,6	0,012	8,9
Curvatura 1	–0,002	2,2	–0,005	5,4	–0,004	6,8	–0,011	9,8	–0,001	2,2	–0,005	4,3
Curvatura 2	–0,001	2,1	0,005	5,1	0,000	0,8	0,004	5,2	0,000	1,0	0,000	0,0

Fonte: Elaboração própria.

Nota: [1] Aplicam-se as mesmas notas da tabela 7.

As tabelas 9 e 10 apresentam a estatística R^2 ajustado para os modelos estimados com as diversas componentes e especificação. Pode-se observar que a proporção da variância explicada pelos modelos das componentes de curvatura da ETTJ é menor, sugerindo que para estas componentes as variáveis explicativas consideradas não são tão importantes.

TABELA 9

R^2 ajustado dos modelos estimados com os componentes de Nelson Siegel

Amostra	Longa		Curta		Preexistentes	
Títulos	Prefixados	Indexados	Prefixados	Indexados	Prefixados	Indexados
Nível	0,656	0,778	0,780	0,624	0,535	0,587
Inclinação	0,755	0,843	0,926	0,906	0,632	0,826
Curvatura	0,572	0,242	0,432	0,448	0,293	0,248

Fonte: Elaboração própria.

TABELA 10
R^2 ajustado dos modelos estimados com os componentes de Legendre

Amostra	Longa		Curta		Preexistentes	
Títulos	Prefixados	Indexados	Prefixados	Indexados	Prefixados	Indexados
Nível	0,960	0,849	0,841	0,779	0,983	0,849
Inclinação	0,777	0,798	0,927	0,888	0,721	0,811
Curvatura 1	0,663	0,837	0,859	0,974	0,303	0,508
Curvatura 2	0,543	0,466	0,422	0,637	0,044	0,209

Fonte: Elaboração própria.

O efeito sobre os fatores indicados nas tabelas 7 e 8 foi transformado no efeito sobre a ETTJ utilizando a equação (2) e uma matriz *b* definida para vértices selecionados. As tabelas 11 e 12 apresentam o valor esperado do impacto da desoneração fiscal sobre os vértices da curva de juros (em %) para cada um dos casos estimados anteriormente.

TABELA 11
Valor esperado do efeito da desoneração sobre a ETTJ: Nelson e Siegel[1]
(Em %)

Amostra	Longa		Curta		Preexistentes	
Títulos	Prefixados	Indexados	Prefixados	Indexados	Prefixados	Indexados
Vértices (em meses)						
1	–1,19	–1,18	–0,18	–0,72	–1,22	–0,47
3	–0,98	–0,75	–0,11	–0,39	–1,02	–0,38
6	–0,66	–0,23	0,02	0,01	–0,71	–0,23
9	–0,41	0,13	0,13	0,28	–0,46	–0,11
12	–0,10	0,42	0,30	0,48	–0,16	0,07
18	0,35	0,78	0,56	0,73	0,27	0,34
24	0,81	0,95	0,86	0,82	0,71	0,65
36	1,41	1,11	1,28	0,89	1,29	1,06

Fonte: Elaboração própria.

Nota: [1]O efeito sobre cada vértice da ETTJ foi calculado transformando o efeito da desoneração sobre as componentes apresentadas nas tabelas 7 e 8 no efeito sobre a ETTJ utilizando a matriz *b* da equação (2), definida para maturidades selecionadas.

TABELA 12
Valor esperado do efeito da desoneração sobre a ETTJ: Legendre[1]
(Em %)

Amostra	Longa		Curta		Preexistentes	
Títulos	Prefixados	Indexados	Títulos	Prefixados	Indexados	Prefixados
Vértices (em meses)						
1	–1,07	–0,51	–0,19	–0,07	–1,15	–0,55
3	–0,77	0,06	–0,08	0,33	–1,01	–0,27
6	–0,35	0,73	0,11	0,74	–0,79	0,13
9	0,04	1,19	0,31	0,98	–0,57	0,48
12	0,41	1,47	0,52	1,08	–0,35	0,79
18	1,04	1,60	0,94	0,97	0,08	1,28
24	1,53	1,35	1,29	0,71	0,47	1,61
36	2,02	0,62	1,63	0,76	1,02	1,79

Fonte: Elaboração própria.

Nota: [1]Aplicam-se às mesmas notas da tabela 11.

Os resultados de todos os casos considerados são qualitativamente iguais e quantitativamente semelhantes, e mostram que a desoneração fiscal implicou de fato a redução de juros da ponta curta e o aumento dos juros da ponta longa.

Os gráficos 3, 4 e 5, a seguir, mostram o efeito da desoneração sobre a curva de juros (ETTJ) em %, incluindo o intervalo de confiança – ao nível de 5%.

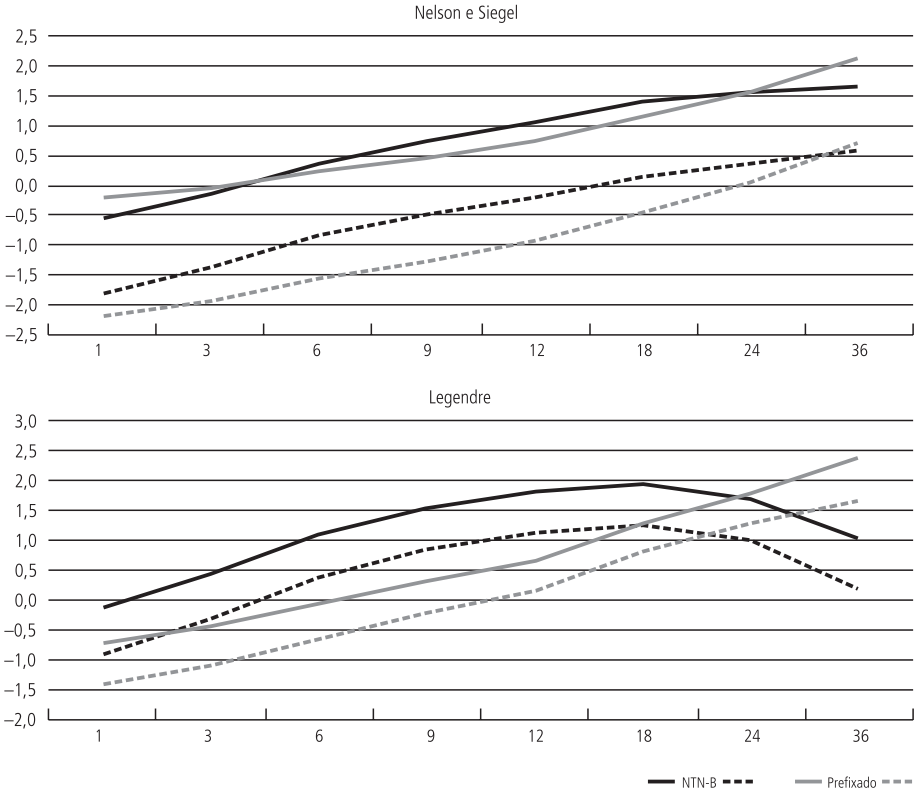
Os resultados apresentados acima mostram que, para todos os casos, não se pode rejeitar a hipótese de que a desoneração fiscal reduziu os juros dos vértices de curto prazo e aumentou os juros referentes aos vértices de longo prazo, e que não teve efeito para as maturidades intermediárias.

O relatório da Andima previa que a desoneração, entre outras vantagens, aumentaria a demanda por títulos de investidores não residentes, o que implicaria a redução dos juros longos, uma vez que estes agentes teriam uma preferência por títulos longos. Todavia os nossos resultados não confirmam esta previsão.

O nosso resultado pode ser explicado[12] supondo que o gestor da dívida pública tenha aumentado, concomitantemente à desoneração fiscal, a oferta relativa de títulos de longo prazo, o que implica a redução dos preços destes títulos. Esta hipótese é consistente com o Plano Anual de Financiamento da Dívida Pública de 2007 e com as tabelas 1 e 2 e o gráfico 1 que mostram, no período imediatamente anterior e posterior da desoneração, um alongamento da maturidade média da dívida pública federal.

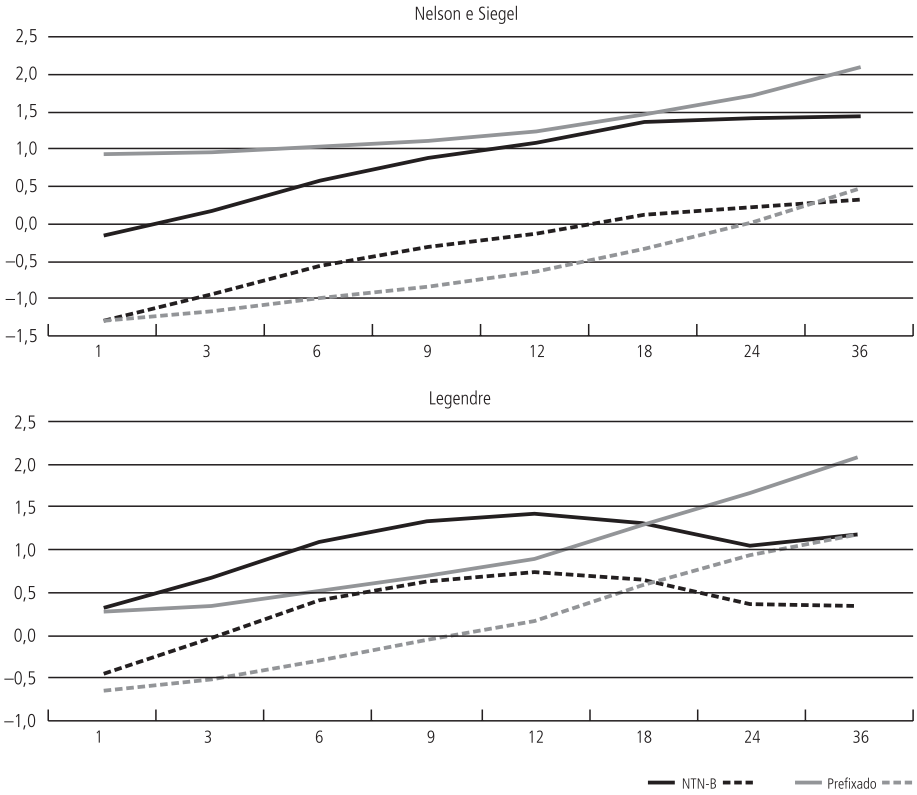
12. Outra explicação seria o viés devido à omissão de outras variáveis correlacionadas com a variável indicadora. Em modelos econométricos esta questão é sempre uma possibilidade e infelizmente não há uma resposta conclusiva, restando testar outras variáveis de controle.

GRÁFICO 3
Efeito da desoneração sobre a ETTJ: amostra longa



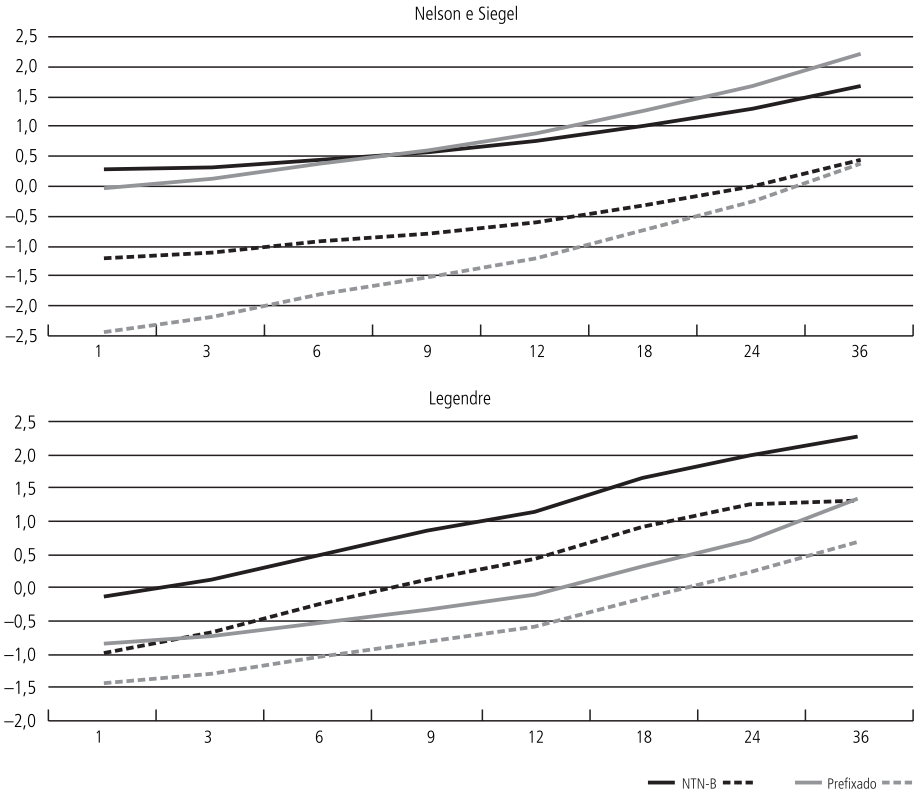
Fonte: Elaboração própria.

GRÁFICO 4
Efeito da desoneração sobre a ETTJ: amostra curta



Fonte: Elaboração própria.

GRÁFICO 5
Efeito da desoneração sobre a ETTJ: títulos preexistentes



Fonte: Elaboração própria.

Infelizmente, para verificar esta especulação é necessário identificar as funções de oferta e de demanda de títulos, e o efeito diferenciado da MP nessas funções, o que está fora do escopo do estudo, e depende de informações quantitativas sobre as políticas de oferta de títulos públicos.

Finalmente, uma comparação quantitativa dos resultados: o estudo da Andima previu uma redução entre 3 e 37 pontos-base na taxa de juros curta e longa. Neste estudo, dependendo do modelo adotado para a decomposição da curva de juros e do período da amostra, obtivemos uma redução dos juros dos títulos prefixados entre 18 e 118 pontos-base nas taxas de curto prazo e um aumento entre 102 e 202 pontos-base nas de longo prazo. Para títulos indexados, obtivemos uma redução entre 7 e 118 nos juros curtos e um aumento entre 62 e 179 nos juros longos.

5 CONCLUSÃO

Com o objetivo de ampliar a demanda por títulos públicos federais, o governo brasileiro publicou, em 16 de fevereiro de 2006, a MP nº 281, convertida na Lei nº 11.312, de 27 de junho de 2006, que reduziu a zero a alíquota de imposto de renda sobre os rendimentos dos títulos federais adquiridos por não residentes. Garantiu-se, desse modo, ao investidor estrangeiro, a desoneração fiscal em aplicações de títulos públicos federais e instrumentos de capital de risco (*venture capital*).

Os argumentos em favor da medida basearam-se na preferência dos investidores não residentes por títulos prefixados de longo prazo e se justificaram na medida em que o aumento da base de compradores geraria externalidades positivas, como a ampliação do mercado financeiro, o alongamento do perfil da dívida, o aumento da parcela prefixada da dívida pública e a redução das taxas de juros dos títulos de longo prazo.

O objetivo deste estudo consistiu em avaliar qual o efeito obtido da desoneração fiscal sobre a curva de juros brasileira, e em particular, verificar o efeito previsto pela Andima.

Para tal, foram utilizados dados diários fornecidos pela Andima referentes à taxa de juros indicativa e respectiva duração de títulos públicos federais prefixados (LTN e NTN-F) e indexados ao IPCA (NTN-B), no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2007, amostra centrada na publicação da MP.

A metodologia do estudo incorpora duas questões: *i*) obter uma descrição adequada da curva de juros brasileira, devido às informações disponíveis; e *ii*) identificar o efeito da MP.

A primeira questão foi tratada através da metodologia proposta por Nelson e Siegel (1987) e utilizada por diversos autores para dados brasileiros em que a estrutura a termo da taxa de juros é aproximada por uma combinação linear de polinômios de Laguerre ou de Legendre. O R^2 obtido através dessa aproximação é elevado – na maior parte dos dias é superior a 98%, indicando a boa qualidade do ajuste.

Com relação à segunda questão, procurou-se isolar o efeito da MP sobre a evolução da curva de juros, controlando os efeitos relacionados ao mercado internacional, e aos fundamentos domésticos. Assim, diversas variáveis de controle foram utilizadas, como risco país, aversão ao risco internacional, inflação, austeridade fiscal e dívida pública federal como proporção do PIB e uma tendência determinística. Avaliou-se a robustez verificando a estabilidade dos resultados para diferentes amostras e adotou-se o estimador de Newey-West para obter estimativas robustas para uma eventual heterocedasticidade dos resíduos.

Os resultados indicam que não se pode rejeitar a hipótese de que a desoneração fiscal reduziu os juros dos vértices de curto prazo e aumentou os juros referentes aos vértices de longo prazo, uma vez que o parâmetro que mede este efeito é estatisticamente significante para os diversos conjuntos de modelos, títulos e amostras.

Dependendo do modelo adotado para a decomposição da curva de juros e do período da amostra, obtivemos uma redução dos juros dos títulos prefixados entre 18 e 118 pontos-base nas taxas de curto prazo e um aumento entre 102 e 202 pontos-base nas de longo prazo. Para títulos indexados, obtivemos uma redução entre 7 e 118 nos juros curtos e um aumento entre 62 e 179 nos juros longos.

O aumento dos juros de longo prazo, ao contrário do relatório prévio elaborado pela Andima, pode ser explicado pelo aumento da oferta pública relativa aos títulos de longo prazo, fato consistente com o aumento verificado da maturidade da dívida interna bem como ao plano de financiamento anunciado pela STN para 2007. Nesse caso, pode-se esperar a redução dos preços dos títulos longos – devido ao aumento da oferta – e o aumento do preço dos títulos curtos devido ao aumento da demanda global. Um estudo mais detalhado sobre essa questão envolve a identificação de funções de oferta e demanda de títulos por residentes e não residentes, e o efeito diferenciado da MP sobre essas funções, e que se recomenda como tema de estudos futuros.

ABSTRACT

The study analyzes the effect on the Brazilian term structure of interest rates brought about by the Provisional Measure 281, published on 16/02/2006, which reduced to zero the income tax on federal bonds acquired by non-residents. Using data on federal bonds yield and duration (LTN's, NTN-F's and NTN-B's), the methodology isolates the effect of the Provisional Measure on the term structure. The findings indicate that the tax reduction had a significant effect on the term structure, with a decrease of up to 1.2% in the short-term rate, and an increase of up to 2% in the long-term rate.

REFERÊNCIAS

ANDIMA. **Relatório Econômico** – dívida pública participação do investidor estrangeiro. Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro – Andima, 2005.

CBOE. **The CBOE Volatility Index – VIX**. Chicago board option exchange, 2009.

DIEBOLD, F. X.; LI, C. Forecasting term structure of government bond yields. **Journal of Econometrics**, v. 130, p. 337-364, 2006.

DPF. **Dívida Pública Federal**: Plano Anual de Financiamento 2007. Secretaria do Tesouro Nacional, 2007.

DUARTE, A. M.; ALMEIDA, C. I.; FERNANDES, C. A. Decomposing and simulating the movements of term structure of interest rates in emerging eurobond markets. **Journal of Fixed Income**, v. 8, v. 1, p. 21-31, 1998.

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. **Inflation targeting and debt**: lessons from Brazil. 2004 (NBER Working Paper Series, n. 10.390).

GONZALLES-HERMOZILLO, B. **Determinants of ex-ante banking system distress**: a macro-micro empirical exploration of some recent episodes. 1999 (IMF Working Paper, n. 99/33).

JPMORGAN. **Emerging markets bond index plus (EMBI+) rules and methodology**. 2004.

KLEIN, L.; KUSHNIRSKY, F. Econometric modeling at mixed frequencies. **Journal of Economic and Social Measurement,** v. 30, n. 4, p. 251-277, 2005.

LAURINI, M. P.; HOTTA, L. K. Bayesian extensions to Diebold-Li term structure model. **International Review of Financial Analysis**, v. 19, n. 5, p. 342-350, 2010.

NELSON, C. R.; SIEGEL, A. F. Parsimonious modelling of yield curves. **Journal of Business,** v. 60, n. 4, p. 473-489, 1987.

NEWEY, W.; WEST, K. A simple, positive semi-definite, heteroscedastic and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometric,** v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

WASSERMAN, C. **Tributação implícita**: redução da taxa de retorno pré-imposto em ativos favoravelmente tributados. 2009. Tese (Doutorado) – Departamento de Contabilidade e Atuaria da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo. São Paulo, 2009.

(Originais submetidos em setembro de 2010. Última versão recebida em dezembro de 2010. Aprovado em dezembro de 2010).

INTERVENÇÕES DO BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB) E PREVISIBILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO: EVIDÊNCIAS A PARTIR DA UTILIZAÇÃO DE REGRAS DE NEGOCIAÇÃO BASEADAS EM ANÁLISE TÉCNICA

Rodrigo da Rosa Borges*
José Luiz Rossi Júnior*

O trabalho analisa, através da utilização de retornos diários gerados por uma regra de negociação baseada em análise técnica, se as intervenções do Banco Central do Brasil (BCB) no mercado cambial introduzem algum tipo de previsibilidade no comportamento da taxa de câmbio. Os resultados indicam que, quando os períodos de intervenção fazem parte da amostra, a estratégia analisada apresenta retornos positivos e estatisticamente significantes; já quando os períodos de intervenção são retirados da amostra não se pode rejeitar que os retornos da estratégia sejam nulos. Desta forma, os resultados sugerem que as intervenções oficiais no mercado cambial geram previsibilidade na taxa de câmbio que pode ser identificada através da análise técnica, gerando assim lucros para os agentes privados.

1 INTRODUÇÃO

Os efeitos das intervenções dos bancos centrais (BCs) no mercado de câmbio estão longe de estar totalmente determinados. A literatura apresenta conclusões divergentes que variam em função do país estudado, da metodologia utilizada e da amostra considerada.[1] Embora desconhecido o real impacto das intervenções, o fato é que estas têm sido adotadas por diversos países ao longo dos anos. Podem ser mencionados Estados Unidos, Alemanha, Canadá e Japão no G7, e Brasil, República Tcheca, México, Turquia, Hungria e Chile, entre os emergentes, como exemplos de países que realizaram intervenções no mercado cambial nas últimas décadas.

No caso brasileiro, desde 1999 com a adoção do regime de câmbio flutuante, podem-se distinguir dois períodos distintos de intervenção do Banco Central do Brasil (BCB) no mercado cambial. O primeiro, entre 1999 e 2003, quando diversas crises atingiram o país[2] o BCB atuou no mercado de câmbio vendendo divisas durante os períodos de turbulência e desvalorização da moeda doméstica. Já a partir de 2003, com a apreciação da moeda doméstica, o BCB, com exceção dos momentos mais críticos da crise global originada no mercado norte-americano, atuou comprando divisas no mercado cambial.

---

* Pesquisador-associado do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

1. Exemplos da diferença entre os resultados e métodos podem ser vistos em Guimarães e Karacadag (2004); Edison, Cashin e Liang (2003); Kearns e Rigobon (2002); Disyatat e Galati (2007); Égert (2006); e Fatum e Hutchison (2003, 2009).

2. Exemplos são a própria desvalorização do real, que criou um clima de desconfiança em relação à economia do país. Em seguida vieram o estouro da bolha da internet nos Estados Unidos em 2000, a crise argentina, o "apagão elétrico" brasileiro; os ataques terroristas de 11 de setembro de 2001 e, por fim, a crise causada pelas incertezas advindas da campanha eleitoral brasileira no ano de 2002.

Alguns trabalhos tentaram analisar o impacto destas intervenções no mercado cambial brasileiro. Novaes e Oliveira (2005) analisam o impacto das intervenções do BCB no mercado cambial entre 1999 e 2003. Os autores encontram que em períodos de alta volatilidade da taxa de câmbio as intervenções não foram eficazes em alterar a trajetória do câmbio nominal. Já em períodos de baixa volatilidade os autores encontram que as intervenções do BCB foram capazes de impactar a esperança condicional da taxa de câmbio. Araújo (2004) e Oliveira e Plaga (2008) encontram que as intervenções do BCB apresentaram em diferentes períodos um impacto sobre a volatilidade condicional da taxa de câmbio nominal. Pereira (2010) encontra que no período de 2002 a 2008 as intervenções do BCB foram ineficazes para afetar tanto o nível quanto a volatilidade da taxa de câmbio nominal no Brasil.

Este trabalho se distingue dos trabalhos anteriores, pois em vez de analisar o impacto das intervenções no nível ou na volatilidade da taxa de câmbio nominal, ele busca analisar um impacto distinto das intervenções do BC no mercado cambial e procura identificar se tais intervenções introduzem algum tipo de previsibilidade no comportamento da taxa de câmbio. Desde Dooley e Shafer (1983) a literatura discute a possibilidade de que as intervenções do BC possam introduzir tendências na evolução da taxa de câmbio nominal, levando os agentes privados a lucrar com suas decisões. LeBaron (1999), por exemplo, utilizando dados da taxa de câmbio entre Estados Unidos, Alemanha e Japão no período de 1979 a 1992, encontra que a aplicação de uma regra simples de negociação baseada em análise técnica nos diferentes mercados de câmbio gera resultados consistentemente positivos e que a previsibilidade da taxa de câmbio cai acentuadamente quando os períodos de intervenção dos diferentes BCs são retirados da amostra.

Este trabalho segue a metodologia desenvolvida por LeBaron (1999). Para tanto, foram calculadas as médias dos retornos diários gerados por uma regra de negociação baseada em análise técnica no período de 2004 a 2009. Os resultados são consistentes com os encontrados pelo autor. Quando os períodos de intervenção fazem parte da amostra, a estratégia analisada apresenta retornos positivos e estatisticamente significantes, já quando os períodos de intervenção são retirados da amostra não se pode rejeitar que os retornos da estratégia sejam nulos. Alguns testes de robustez foram conduzidos, assim como um procedimento para lidar com o problema da endogeneidade. Em ambos os casos os resultados encontrados não se alteraram significativamente.

Desta maneira os resultados encontrados sugerem que as intervenções oficiais geram previsibilidade na taxa de câmbio que pode ser identificada através da análise técnica, gerando lucros para os agentes privados. O fato de o BC estar, através de sua política de intervenções, transferindo recursos para o setor privado parece estar associado à ideia de que esse custo é mais do que compensado pela

segurança propiciada pelo acúmulo de reservas internacionais, como visto durante a crise financeira mundial iniciada em 2008.

O trabalho está estruturado da seguinte maneira: A seção 2 descreve os dados utilizados na análise. A seção 3 apresenta a metodologia e os resultados encontrados. A seção 4 conclui.

2 DESCRIÇÃO DOS DADOS

O trabalho utiliza a série de taxas de câmbio R$/US$ divulgadas pelo BCB através do Sistema de Informações do Banco Central (Sisbacen) na modalidade Ptax 800 cotação de venda[3] entre os dias 2 de janeiro de 2004 e 30 de setembro de 2009.

A alternativa a usarmos a Ptax como preço de transação nas oportunidades indicadas pela regra seria o preço de mercado de uma determinada hora do dia. Com o objetivo de maior padronização, a Ptax foi utilizada. O uso da Ptax não gera um erro sistemático, uma vez que a diferença entre a Ptax e o preço em uma determinada hora do dia, ao longo de um período prolongado de tempo, não deve beneficiar a regra, pois os erros positivos e negativos tendem a se anular. Ademais a fração de dias em que ocorrem transações é bastante baixa (menos de 5%), e caso haja algum tipo de viés no fato, devido à utilização da Ptax, pode-se calibrar os custos transacionais para refletir esse fato, o que será realizado como exercício de robustez dos resultados encontrados.

O trabalho foca no período de janeiro de 2004 a setembro de 2009 por tratar-se de um período ímpar, quando o BCB explicita que o objetivo das suas intervenções seria o acúmulo de reservas internacionais sem a intenção de interferir na volatilidade e no nível da taxa de câmbio.[4] Esse objetivo foi reforçado em relatórios subsequentes. Consistente com a declaração, as reservas internacionais brasileiras passaram de US$ 49 bilhões no início de 2004 para quase US$ 222 bilhões no final de setembro de 2009.

Como os dados sobre intervenções no mercado de câmbio à vista passaram a ser divulgados pelo BCB somente em 2009, as datas e os volumes de intervenções aqui utilizados foram estimados a partir dos impactos das operações oficiais de câmbio na base monetária, informação que é disponibilizada pelo BCB. Segundo fontes do próprio Banco, essa é uma excelente aproximação para a estimação dos volumes das intervenções. Isto pode ser comprovado no curto período em que os

3. A Ptax 800 cotação de venda é calculada e divulgada pelo BC diariamente e é uma média ponderada entre preços e volumes negociados no mercado de câmbio em determinado dia, expurgando-se valores atípicos (*outliers*).

4. "Em 6.1.2004, foi anunciado um programa de recomposição de reservas internacionais, pautado pelas condições de liquidez existentes a cada momento, objetivando atuar de forma neutra sobre a volatilidade do mercado cambial e sobre a flutuação da taxa de câmbio" (Relatório do Banco Central).

dados oficiais sobre intervenções são diretamente comparados com a estimação mencionada e também com a divulgação dos relatórios anuais do BCB, onde consta o montante total de intervenções ao longo de determinado ano. As intervenções oficiais no mercado de derivativos foram obtidas diretamente da base de dados do BCB. Vale ressaltar que os vencimentos de operações cambiais do BCB tanto no mercado à vista quanto no mercado de derivativos e títulos não foram considerados como intervenções.

Assim como os dados de taxa de câmbio, as taxas de juros em reais e em dólares também apresentam o horizonte de um dia. No caso brasileiro foram utilizados os Certificados de Depósito Interbancário (CDIs)[5] divulgados pela Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos (CETIP)[6] e, no caso americano, utilizou-se a taxa de juros praticada entre bancos para operações também de um dia, conhecida como *Fed funds rate* e divulgada pelo Federal Reserve (Fed).

Uma análise inicial da série de taxas de câmbio no período conclui o que já é relativamente conhecido nesse tipo de variável. A tabela 1 mostra que a série de retornos obtidos pela subtração do logaritmo natural das cotações indica que a variável possui um alto coeficiente de curtose, baixo coeficiente de assimetria e não possui autocorrelação.

TABELA 1
Estatísticas descritivas

Média*100	–0.0336
Desvio-padrão*100	1.0352
Coeficiente de assimetria	0.627
Curtose	16.982
Probabilidade (1)	0.193
Probabilidade (2)	0.221
Probabilidade (3)	0.298
Probabilidade (4)	0.338
Probabilidade (5)	0.383

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Esta tabela apresenta a estatística descritiva do log dos retornos diários da taxa de câmbio R$/US$. As linhas de probabilidade indicam o valor-p da estatística Q da função de autocorrelação nas defasagens de 1 a 5 cuja hipótese nula é a de não haver autocorrelação.

Em relação às intervenções, a tabela 2 resume algumas de suas principais características. A tabela 2 mostra que o BCB atuou em 60,6% dos dias no período estudado. Interessante observar que pela tabela 2 a probabilidade de intervenção em determinado dia, dado que houve intervenção no dia anterior, foi de 89,02%. Esses

5. CDI é a taxa de juros de um dia cobrada em operações entre bancos no mercado monetário.

6. CETIP é a maior central de liquidação e custódia de títulos privados do Brasil.

dados apontam para uma particularidade das intervenções oficiais no Brasil, que é a alta frequência com a qual a autoridade monetária atua no mercado de câmbio, frequência essa que é rara de ser encontrada em estudos realizados em outros países.

TABELA 2
Resumo das intervenções do BCB

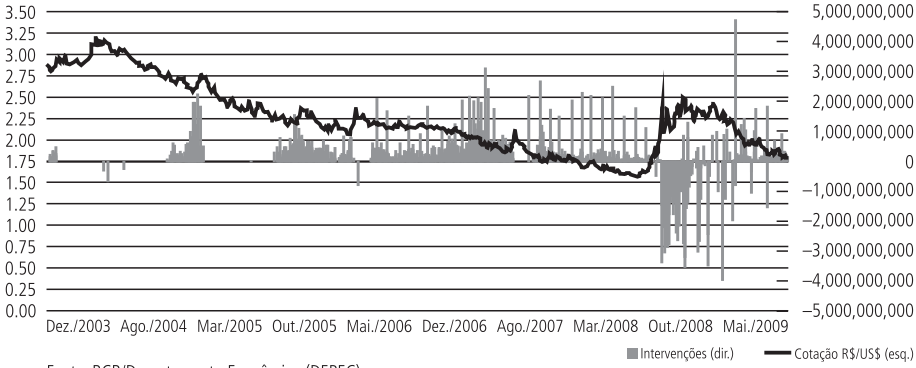
Intervenção total (US$ milhões)	165.589,00
Maior compra (US$ milhões)	4.715,03
Maior venda (US$ milhões)	–3.979,83
Média das intervenções (US$ milhões)	114,75
Média $I_t \mid I_t \neq 0$ (US$ milhões)	189,46
Média $\mid I_t \mid \mid I_t \neq 0$ (US$ milhões)	422,06
Prob($I_t \neq 0$)	0,6060
Prob($I_t \neq 0 \mid I_{t-1} = 0$)	0,1690
Prob($I_t \neq 0 \mid I_{t-1} \neq 0$)	0,8902

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Esta tabela apresenta o sumário dos dados de intervenção em milhões de US$. I_t indica a intervenção na data t em milhões de US$ comprados (+) ou vendidos (–). Observa-se a média de I_t, a média condicional caso $I_{t-1} \neq 0$ e a média dos módulos de I_t condicional a $I_{t-1} \neq 0$. Também se tem a probabilidade de intervenção Prob($I_t \neq 0$), assim como as probabilidades condicionais de intervenção.

A consolidação das intervenções oficiais com o movimento da taxa de câmbio ao longo do período estudado é apresentada pelo gráfico 1. Os dados contidos no gráfico 1 confirmam ou indicam um comportamento *leaning against the wind* do BCB. O gráfico 1 mostra que o BCB compra divisas nos momentos de apreciação do câmbio e vende divisas durante períodos de depreciação da moeda doméstica.

GRÁFICO 1
Intervenções e taxa de câmbio



Fonte: BCB/Departamento Econômico (DEPEC).

Nota: Este gráfico apresenta as intervenções e a evolução da taxa de câmbio no período de estudo. As barras indicam compras (+) e as vendas (–) de dólares feitas pelo BCB no mercado à vista e de *swap*; e a linha no gráfico mostra a evolução da cotação R$/US$ entre janeiro de 2004 e setembro de 2009.

3 METODOLOGIA E RESULTADOS

De acordo com LeBaron (1999), a utilidade da análise técnica, ou seja, a tentativa de previsão de preços futuros de ativos baseada nos padrões de comportamentos passados, sempre gerou controvérsia entre economistas teóricos e aqueles mais voltados às finanças aplicadas. A partir da publicação de Fama e Blume (1966), porém, houve certo consenso de que a capacidade de previsão desse tipo de instrumento era próxima de zero.

Este estudo procurará identificar, valendo-se de uma regra de negociação simples baseada na análise técnica, se de fato há algum tipo de previsibilidade na taxa de câmbio no caso brasileiro e, em caso positivo, se é possível de alguma forma relacioná-la às intervenções no mercado de câmbio conduzidas pelo BCB.

3.1 Evidências da regra de negociação baseada em análise técnica

A regra de negociação a ser utilizada será a da média móvel, que é uma das mais difundidas no mercado e consiste em carregar uma posição comprada em determinado ativo caso o preço do mesmo se encontre acima de uma média móvel calculada para um determinado período e uma posição vendida se o preço estiver abaixo da referida média. A escolha dessa regra se deve justamente ao fato de ser uma das mais acompanhadas e utilizadas pelos agentes de mercado. Outra preocupação foi evitar que o estudo perdesse seu foco inicial e passasse a se dedicar a encontrar algum tipo de regra que melhor se adaptasse aos dados.

A fórmula matemática da média móvel é simples e é dada por:

$$MM_t = \frac{1}{N}\sum_{i=0}^{N-1} P_{t-i} \tag{1}$$

onde MM_t e P_t são respectivamente a média móvel e a taxa de câmbio R$/US$ no instante t e N é o tamanho em dias da média móvel. Define-se também um sinal de compra ou venda conforme já mencionado:

$$S_t = \begin{Bmatrix} 1 & \text{se} & Pt \geq MM_t \\ -1 & \text{se} & Pt < MM_t \end{Bmatrix} \tag{2}$$

O tamanho da média móvel utilizada no trabalho será de 150 dias, ou seja, $N = 150$. Novamente a escolha está fundamentada na prática de mercado, porém, diversos tamanhos de médias móveis também foram testados e os resultados encontrados apresentaram poucas diferenças com relação aos resultados encontrados utilizando $N = 150$ dias.

Definindo-se $p_t = \log(P_t)$ e r_t e r_t^* como a taxa de juros doméstica e externa, respectivamente, o retorno dinâmico da aplicação da regra é calculado por:

$$x_t = s_t(p_{t+1} - p_t - (\log(1 + r_t) - \log(1 + r_t^*))) \tag{3}$$

onde o lado direito da equação descreve a diferença em log da taxa de câmbio em $t + 1$ e t ajustada pelo diferencial de taxa de juros doméstica e externa. Em seguida o retorno encontrado é multiplicado por 1 ou –1, dependendo do sinal de compra ou venda. *Grosso modo,* essa é uma estratégia que não requer capital, uma vez que se está tomando recursos emprestados em uma moeda para aplicar em outra. A fim de tornar o estudo mais completo, o retorno dinâmico também foi calculado sem o ajuste para o diferencial de taxa de juros, de tal forma que:

$$x_t = s_t(p_{t+1} - p_t) \tag{4}$$

A tabela 3 examina os retornos dinâmicos diários da estratégia de negociação. As duas primeiras colunas trazem, respectivamente, a média e o desvio-padrão dos retornos diários da estratégia, a coluna valor-p(t) se refere ao teste t que tem como hipótese nula a média dos retornos diários sendo igual a zero.

TABELA 3
Análise dos retornos diários da estratégia

Série	*N*	Média (%)	Desvio-padrão (%)	Valor-p (*t*)	Sharpe	Negociação (%)	Valor-p (simulação)
Retorno diário sem ajuste de juros	1.442	0,0518	1,034	0,0572	0,7953	0,0236	0,059
Retorno diário com ajuste de juros	1.442	0,0724	1,035	0,008	1,1104	0,0236	0,015

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Esta tabela apresenta os testes de significância para os retornos diários. *N* é o número de observações na amostra, média e desvio-padrão são, respectivamente, sua média e desvio-padrão. Valor-p (*t*) e valor-p (simulação) são os valores-p do teste *t* e da simulação de passeios aleatórios e Sharpe é o índice de Sharpe para o período de um ano.

Os resultados apresentados na tabela 3 indicam que a estratégia utilizada apresenta um retorno diário médio de 0,0518% sem o ajuste de juros e 0,0724% com o ajuste. A diferença entre os dois deve-se ao fato de que, ao longo do período estudado, a regra da média móvel indicou posição ativa em reais e passiva em dólares em cerca de 77% dos dias, sendo a posição contrária apontada em apenas 23% dos dias e a taxa de juros brasileira é sensivelmente maior do que a norte-americana.

O resultado principal encontrado na tabela 3 refere-se ao fato de que o teste de médias rejeita a um nível de significância de 10% que o retorno diário médio da estratégia seja nulo quando o cálculo do retorno é feito sem o ajuste para o diferencial

de juros. Corroborando este resultado, quando o teste é realizado considerando o diferencial de juros, a hipótese de que o retorno é nulo é rejeitada a 1% de nível de significância. Desta maneira, a tabela 3 indica a existência de previsibilidade no mercado cambial quando da utilização de uma simples regra de negociação, dado que o retorno da estratégia é positivo e estatisticamente significante.

Como o teste *t* pode não ser totalmente apropriado, uma vez que a série de retornos diários se desvia da distribuição normal, a tabela 3 também contém o resultado de uma simulação onde 1.000 passeios aleatórios com 1.442 observações cada um, ou seja, o tamanho da série original é gerado a partir dos retornos diários reais da série de taxa de câmbio embaralhados com reposição. A seguir, a regra de negociação é aplicada para cada um dos passeios aleatórios, calculando-se posteriormente a média dos retornos de cada um dos 1.000 períodos simulados. A coluna valor-p (simulação) apresenta a fração de períodos simulados cujo retorno diário médio da regra de negociação foi superior ao da série original. Observa-se que o resultado aponta na mesma direção do teste *t* com a hipótese nula de que a média dos retornos seja zero sendo rejeitada, respectivamente, a 10% e 2% de nível de significância. A coluna Sharpe contida na tabela 3 mostra o índice de Sharpe calculado para o período de um ano através da seguinte aproximação:

$$\sqrt{N}\,\frac{E(r)}{\sigma_r} \tag{5}$$

onde $E(r)$ é o retorno diário médio, σ_r é seu desvio-padrão e N é o número de dias úteis existentes no período de um ano. Vale ressaltar que essa aproximação é válida considerando-se que os retornos diários são independentes ao longo do tempo. Os números encontrados tanto para a série ajustada pelo diferencial de juros como para a série sem ajuste são bastante expressivos e podem ser comparados, por exemplo, com o índice de Sharpe de 0,85 de um dos períodos mais auspiciosos na história da bolsa de valores brasileira que, entre o final de 2002 e maio de 2008, subiu quase ininterruptamente, atingindo 774% de valorização. Por fim, a coluna referente ao percentual de negociação indica a fração dos dias no período analisado em que a regra de negociação indicou que uma mudança de posição deveria ocorrer. O fato de este número ser baixo é um indício de que, mesmo quando computados os custos de transação, os resultados encontrados não devem ser muito afetados.[7]

7. Interessante observar que a taxa de juros em dólar no Brasil (cupom cambial) poderia ter sido utilizada como *proxy* da taxa de juros externa. Os resultados encontrados não seriam afetados, uma vez que a lucratividade da regra se mostrou robusta sem o ajuste de juros. Caso substituamos a taxa dos *Fed funds* pelo cupom cambial, a lucratividade da regra com ajuste de juros cairá levemente, mas ainda assim será superior à da lucratividade sem ajuste (uma vez que o CDI continuará sendo muito superior ao cupom cambial e no período estudado a posição predominante foi vendida em dólares e comprada em reais).

A fim de testar a robustez dos resultados encontrados, uma nova simulação foi desenvolvida e seus resultados são apresentados na tabela 4. Duzentos períodos de um ano foram escolhidos aleatoriamente a partir da série original de retornos diários advindos da regra de negociação. Para cada período de um ano aleatoriamente escolhido, os retornos diários foram somados de forma a se encontrar o retorno obtido pela regra de negociação ao longo desses 252 dias úteis. Uma vez encontrado o retorno para cada período, a média e o desvio-padrão dos retornos para os 200 períodos foram calculados. Essa simulação foi conduzida levando-se em conta diferentes níveis de custo de transação, que foi aplicado sobre o retorno gerado pela regra de negociação toda vez que ela indicava uma mudança de posição (mudança no sinal de s_t).

TABELA 4
Resultados com diferentes custos de transação

Série	Retorno sem custo de transação (%)				Sharpe com diferentes custos de transação (%)			
	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	0	0,10	0,20	0,50
Retorno diário sem ajuste de juros	12,98	16,31	–18,40	48,33	0,796	0,753	0,712	0,595
Retorno diário com ajuste de juros	19,31	15,21	–12,89	51,37	1,270	1,212	1,157	1,003

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Esta tabela apresenta os retornos máximo e mínimo e o índice de Sharpe para diferentes custos de transação. Os valores são para o período de um ano e levam em conta a série sem ajuste para o diferencial de taxas de juros doméstica e externa e a série com o referido ajuste.

Observa-se que os resultados para o índice de Sharpe sem custo de transação vão ao encontro dos obtidos anteriormente. Verifica-se também que, para custos de transação de 0,10% e 0,20%, o índice de Sharpe permanece alto, o que está em linha com o fato de que a mudança de posição indicada pela regra de negociação é relativamente rara, atingindo somente 2,36% dos dias na amostra. A partir de um custo de transação de 0,50% os resultados começam a ser impactados negativamente. Vale notar que apesar de, na média, o coeficiente de risco/retorno ter sido bastante favorável à aplicação da regra de negociação, houve períodos de um ano em que o desempenho da regra foi muito insatisfatório, como se pode observar nos retornos mínimos de –12,89% e –18,40% obtidos.[8]

Outro tipo de custo que pode ser mencionado é a diferença de taxas de juros para se tomar um empréstimo e para se aplicar recursos tanto no mercado doméstico como no mercado externo (*spread*) a fim de viabilizar as operações. Para agentes econômicos de grande porte, tais como bancos e fundos de investimentos, essa diferença de taxas gira em torno de 0,20% ao ano. Essa pequena diferença, aliada

8. Um possível custo de transação poderia ser o *spread* entre a Ptax de compra e venda. O *spread* médio no período é bastante reduzido (cerca de 0,05%), o que não alteraria os resultados encontrados, comprovando que a baixa frequência com que ocorrem as transações dificilmente fará com que um custo dessa magnitude comprometa os resultados.

ao fato de que as transações ocorrem com baixa frequência e à magnitude dos retornos médios anuais expostos na tabela 4, permite concluir que esse custo não é relevante. Mesmo para agentes econômicos de menor porte como, por exemplo, pessoas físicas, esse custo não é tão significativo uma vez que eles podem acessar o mercado futuro onde ele já está embutido.

Os resultados encontrados até aqui mostram que há uma significativa previsibilidade no comportamento da taxa de câmbio R$/US$ no período analisado. Essa conclusão decorre do fato de os retornos gerados por uma regra de negociação simples se mostrarem diferentes de zero com um grau de significância estatística elevado. Uma vez que a estratégia gera índices de Sharpe elevados mesmo quando se consideram os custos de transação, pode-se afirmar que os retornos gerados são também economicamente significativos. Vale relembrar que a regra de negociação escolhida para esse estudo foi uma das mais simples existentes e que o número de dias utilizado para calcular a média móvel não altera significativamente os resultados encontrados.

3.2 Resultados obtidos com a remoção dos períodos de intervenção

Uma das possíveis explicações para os resultados encontrados até aqui é a presença do BC no mercado de câmbio. Particularmente no caso brasileiro, onde os períodos de intervenção são longos e com frequência quase diária, a atuação da autoridade monetária pode estar causando algum tipo de previsibilidade no comportamento da taxa de câmbio. A tabela 5 mostra os resultados dos mesmos experimentos realizados na tabela 3, porém agora com os dias em que houve intervenções removidas. Os cálculos são feitos utilizando-se a série de retornos diários obtidos a partir da aplicação da regra de negociação entre t e $t + 1$ com a condição de que em $t + 1$ não tenha ocorrido intervenção. Caso uma intervenção tenha ocorrido em $t + 1$, esse elemento da amostra é descartado.

TABELA 5
Resultado da análise com a remoção dos dias de intervenção

Série	*N*	Média (%)	Desvio-padrão (%)	Valor-p (*t*)	Sharpe	Negociação	Valor-p (simulação)
Retorno diário sem ajuste de juros	568	0,0308	0,9702	0,4498	0,5037	0,0352	0,324
Retorno diário com ajuste de juros	568	0,0456	0,9721	0,2645	0,7439	0,0352	0,182

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: Esta tabela mostra o resultado dos testes de significância para os retornos diários condicionais a $I_{t+1} = 0$. *N* é o número de observações na amostra, média e desvio-padrão são, respectivamente, sua média e desvio-padrão. Valor-p (*t*) e valor-p (simulação) são os valores-p do teste *t* e da simulação de passeios aleatórios e Sharpe é o índice de Sharpe para o período de um ano.

Os resultados apresentados na tabela 5 indicam que há uma queda sensível no retorno diário médio tanto para a série com ajuste de juros como para a sem ajuste, de forma que agora esses valores não são mais estatisticamente diferentes de zero. O índice de Sharpe também foi negativamente afetado, ficando sensivelmente abaixo dos valores inicialmente encontrados.

Os resultados apresentados na tabela 5 sugerem a confirmação da hipótese de que a atuação do BCB no mercado de câmbio introduz algum tipo de previsibilidade que é detectada até mesmo por um tipo bastante simples de regra de negociação. Com a retirada dos dias com intervenção não só a média dos retornos da estratégia utilizada cai como não se pode rejeitar que a média dos retornos seja nula.

Alguns experimentos serão realizados a fim de se testar a robustez dos resultados encontrados. O primeiro teste tenta detectar se há alguma coincidência entre os retornos obtidos pela regra de negociação e a atuação do BC. Utilizando as probabilidades encontradas na tabela 2, um processo de Markov de dois estados para as intervenções foi gerado de maneira a recriar através de simulação uma nova sequência de atuações oficiais no período em estudo. A seguir, a nova sequência de intervenções é alinhada com os retornos originais da regra de negociação. Em seguida é calculada a média dos retornos, excluindo-se os dias em que houve intervenção (dado que agora as datas das intervenções são obtidas a partir de um processo de Markov). Esse procedimento é repetido 500 vezes, tanto para a série com ajuste do diferencial de taxas de juros como para a série sem ajuste, e a média dos 500 retornos diários médios obtidos em cada simulação é então computada.

A tabela 6 mostra um comparativo entre os resultados obtidos com a simulação e os originais. A primeira coluna repete os resultados apresentados na tabela 3 e mostra a média dos retornos diários obtidos com a regra de negociação aplicada em todos os dias da amostra. A segunda coluna resgata os valores apresentados na tabela 5 e traz a média dos retornos diários obtidos a partir da exclusão dos dias em que houve intervenção. A terceira coluna, denominada Média Markov, apresenta os resultados calculados através da simulação, seguidos do desvio-padrão. Por fim, a última coluna traz a fração dos retornos obtidos na simulação que foram menores do que a média de retornos diários sem intervenção.

Os resultados encontrados na tabela 6 indicam que os valores obtidos pela simulação são próximos aos da série original e se distanciam dos da série com intervenções removidas, ou seja, parece improvável que remover elementos da amostra aleatoriamente através de intervenções simuladas gere o mesmo efeito causado quando se removem da série as intervenções reais. Tem-se, portanto, mais um indício de que as intervenções realizadas pelo BC têm, de fato, alguma influência nos movimentos da taxa de câmbio de forma a introduzir alguma previsibilidade em seu comportamento.

TABELA 6
Resultados de exercício de robustez

Série	Média	Média sem intervenção	Média Markov	Desvio-padrão Markov	Fração maior
Retorno diário sem ajuste de juros	0,0518	0,0308	0,0526	0,0336	0,2870
Retorno diário com ajuste de juros	0,0724	0,0456	0,0725	0,0336	0,2180

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Esta tabela apresenta a média dos retornos diários da regra de negociação excluindo-se da amostra as datas de intervenção simuladas. Média e Média sem intervenção mostram resultados anteriores obtidos. Média Markov é a média dos retornos diários médios excluindo-se intervenções geradas através de 500 simulações. Desvio-padrão Markov é o desvio-padrão da série e Fração maior é a fração das simulações que apresentou retorno médio menor que a série original com exclusão das intervenções.

Interessante notar que o estudo não propõe que a regra seja utilizada somente nos dias em que o BC intervém, apenas constata que ela funciona nos períodos em que o BC está presente no mercado. Dessa maneira, o mercado poderá utilizar a regra em seu benefício uma vez que atualmente, assim como na imensa maioria dos dias estudados, o BCB divulgou suas atuações, sendo todas elas feitas através de leilões públicos.

A seguir a dinâmica por trás dos resultados encontrados para o retorno da regra de negociação será examinada a fim de se detalhar como eles estão sendo obtidos. A tabela 7 confronta o sinal de compra e venda da regra de negociação (s_t) com o sinal da intervenção propriamente dita no período seguinte (I_{t+1}) e com a variação da taxa de câmbio entre t e $t + 1$. Vale ressaltar que sinais positivos indicam compra e sinais negativos indicam venda. Todos os resultados apresentados na tabela 7 são condicionais a $I_{t+1} \neq 0$, ou seja, foram levados em conta apenas os dias em que houve intervenção do BC em $t + 1$.

TABELA 7
Exercícios de robustez

Série	N	s_t *versus* I_{t+1}	s_t *versus* $(t/t+1)$	I_t *versus* $(t/t+1)$
US$ diário	874	0.9405	0.5355	0.5503
H_0: $X = 0.5$		0.0000	0.0359	0.0029

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Esta tabela realiza a estimativa de probabilidade de o sinal da regra e o sinal da intervenção possuírem sinais opostos (coluna 3), do sinal da regra e do movimento da taxa de câmbio terem sinais iguais (coluna 4) e do sinal da intervenção e do movimento da taxa de câmbio possuírem sinais opostos (coluna 5). Todas as probabilidades são estimadas condicionais a $I_{t+1} \neq 0$. A segunda linha traz o valor-p do teste t cuja hipótese nula é a probabilidade estimada seguir o padrão aleatório de 0,50.

A primeira coluna contida na tabela 7 mostra a probabilidade estimada de sinais opostos entre o que diz a regra de negociação e a intervenção do BC. O valor superior a 94% é elevado e, portanto, distante do padrão aleatório de 50%, reforçando a ideia do BC atuando contra a tendência vigente da taxa de câmbio (*leaning against the wind*), ou seja, em 94% dos dias em que houve intervenção, os

agentes de mercado e a autoridade monetária estiveram em pontas opostas, o que, de certa forma, é consistente com uma tentativa de suavização dos movimentos da taxa de câmbio pelo BC.

A segunda coluna da tabela 7 exibe a relação entre o sinal de compra ou venda emitido pela regra de negociação e o movimento da taxa de câmbio no período seguinte. Observa-se que, apesar de a probabilidade da regra indicar compra e a taxa de câmbio R$/US$ subir no período seguinte ser apenas um pouco superior a 50%, ela é significativa do ponto de vista estatístico, o que indica que os ganhos gerados pela regra de negociação são relativamente bem distribuídos ao longo do tempo, e não concentrados em alguns poucos dias.

Por fim, a terceira coluna na tabela 7 traz a probabilidade estimada de os sinais da intervenção e do movimento da taxa de câmbio serem opostos, ou seja, de o BC intervir comprando dólares e a moeda norte-americana se desvalorizar ou vice-versa. Nota-se que em 55,03% das vezes a taxa de câmbio se move contra o BC, o que também é consistente com a tentativa de suavizar um determinado movimento *(leaning against the wind)*.

LeBaron (1999) encontrou valores maiores para s_t *versus* $(t/t+1)$ e I_t *versus* $(t/t+1)$ nas intervenções do Fed nos mercados de câmbio de DM/US$ e JPY/US$. Os valores menores encontrados para o caso brasileiro provavelmente se devem à alta frequência com que o BCB interveio no mercado aliada ao fato de que 91% das intervenções foram de compra de dólares, o que de certa forma limita valores elevados para as probabilidades mencionadas, uma vez que, para que isso ocorresse, seria necessária uma fração muito elevada de dias em que houvesse apreciação do real em relação aos dias totais da amostra.

Outro experimento foi conduzido visando identificar o possível efeito da magnitude das intervenções na capacidade de previsão da regra de negociação. A tabela 8 mostra o retorno médio diário da regra de negociação, conforme calculado na tabela 3, porém excluindo-se as 10%, 20% e 50% maiores intervenções. Fica claro pela tabela 8 que, conforme as maiores intervenções são removidas da amostra, o retorno cai sensivelmente. A exclusão das 10% maiores intervenções diminui o retorno a ponto de torná-lo estatisticamente não diferente de zero ao nível de significância de 10%, o que pode significar que, ao contrário do que preconiza a teoria do canal de influência através do fluxo de ordens, os maiores ganhos dos operadores ocorrem justamente apostando contra o BC nos momentos em que suas intervenções são mais relevantes. A explicação para esse resultado remete novamente à tentativa do BC de suavizar os movimentos da taxa de câmbio operando contra a tendência e, portanto, tentando ser um contraponto ao fluxo cambial de um determinado dia. O fato de as intervenções serem anunciadas também diminui o poder de influência do canal de fluxo de ordens na taxa de câmbio, uma vez que os

agentes de mercado tendem a reforçar suas apostas contra a autoridade monetária quando sabem que ela está atuando no sentido de tentar conter um movimento cambial em curso, tornando a regra de negociação ainda mais eficaz.

TABELA 8
Exercícios de robustez

Série	*N*	Média	Desvio-padrão	Valor-p (*t*)
Retorno diário sem ajuste de juros	1.442	0,0518	1,0340	0,0572
Retorno diário sem ajuste de juros (10%)	1.356	0,0439	1,0425	0,1209
Retorno diário sem ajuste de juros (20%)	1.269	0,0371	1,0624	0,2135
Retorno diário sem ajuste de juros (50%)	1.161	0,0218	0,9889	0,4528

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Esta tabela apresenta o cálculo do retorno diário médio da regra de negociação levando em conta toda a amostra (similar à tabela 3) e eliminando-se da amostra as 10%, 20% e 50% maiores intervenções executadas pelo BCB.

3.3 Simultaneidade e intervenção

Um problema recorrente em qualquer estudo que trate dos efeitos das intervenções oficiais no mercado de câmbio é a simultaneidade. Ela aparece, por exemplo, quando levamos em conta o fato de que o BC determina o início e o fim da intervenção e, uma vez que fatores exógenos podem atuar no sentido de ajudar a autoridade a alcançar seus objetivos, a intervenção poderá ser interrompida sem ter sido, de fato, a responsável pelo cumprimento da meta em questão. Nesse caso é preciso isolar os fatores exógenos para que se determine qual o real papel da intervenção no cumprimento de um determinado objetivo, seja ele a redução da volatilidade, a suavização de um movimento, a alteração do nível da taxa de câmbio, entre outros.

No estudo aqui apresentado a simultaneidade surge sob a forma de como garantir que fatores comuns não estejam gerando tanto os retornos obtidos pela regra de negociação como a decisão do BC de intervir. Um dos candidatos mais prováveis a ser esse fator comum é a volatilidade. Do ponto de vista da autoridade monetária, pode haver como objetivo de política a suavização de movimentos que de outra forma podem ser entendidos como prejudiciais à economia, como por exemplo, apreciações rápidas que tendem a afetar a competitividade da indústria ou depreciações violentas que podem gerar inflação ou problemas nos balanços das empresas endividadas em dólar.

A alta volatilidade também pode adicionar risco a estratégias dinâmicas como a utilizada neste estudo, implicando um prêmio de risco mais alto e, portanto, maior previsibilidade, o que tenderia a aumentar o retorno da regra de negociação. Essa hipótese é testada na tabela 9, onde a volatilidade é estimada através de um modelo General Autoregressive Conditional Heterocedasticity (GARCH) (1,2) e os 5%, 10% e 20% de dias com maiores volatilidades estimadas são excluídos da amostra.

TABELA 9
Exercício de robustez

Série	*N*	Média (%)	Desvio-padrão (%)	Valor-p (*t*)	Sharpe
Retorno diário sem juros	1.442	0,0518	1,034	0,0572	0,7953
Retorno diário com juros	1.442	0,0724	1,035	0,0080	1,1104
Retorno diário sem juros (5%)	1.370	0,0447	0,835	0,0477	0,8498
Retorno diário com juros (5%)	1.370	0,0687	0,836	0,0024	1,3045
Retorno diário sem juros (10%)	1.298	0,0339	0,742	0,1002	0,7253
Retorno diário com juros (10%)	1.298	0,0600	0,744	0,0037	1,2802
Retorno diário sem juros (20%)	1.154	0,0359	0,680	0,0734	0,8381
Retorno diário com juros (20%)	1.154	0,0647	0,683	0,0013	1,5038

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Esta tabela apresenta o cálculo do retorno diário médio da regra de negociação excluindo-se as 5%, 10% e 20% maiores volatilidades estimadas através de um processo GARCH (1,2). As duas primeiras linhas mostram os resultados originais para comparação. Valor-p (*t*) se refere à probabilidade de o retorno ser igual a zero segundo o teste *t*. A última coluna mostra o Sharpe anualizado conforme calculado anteriormente.

Os resultados encontrados na tabela 9 indicam que a exclusão dos dias com maior volatilidade estimada não é determinante para o retorno da regra de negociação. Com nível de significância estatística de 10% pode-se concluir que em todos os cenários, tanto com ajuste para o diferencial de taxa de juros como sem o referido ajuste, o retorno da regra de negociação se mantém diferente de zero, o que leva à conclusão de que a volatilidade não é um fator comum atuando de forma a gerar simultaneidade entre as intervenções do BC e o retorno da regra de negociação.

4 CONCLUSÃO

Apesar de a eficiência de regras de negociação baseadas em análise técnica ser contestada no meio acadêmico, principalmente após a publicação do estudo de Fama e Blume (1966), trabalhos posteriores realizados para o mercado de câmbio vêm consistentemente encontrando resultados que reforçam a utilidade dessas regras na previsão do comportamento da taxa de câmbio. LeBaron (1999) encontra retornos estatisticamente diferentes de zero para a aplicação de uma regra de negociação simples baseada em médias móveis nos mercados de câmbio de dólar americano, iene e marco alemão entre os anos de 1979 e 1992. Baseando-se na metodologia utilizada por LeBaron (1999), este estudo obteve o mesmo padrão de resultados para o mercado de câmbio brasileiro entre os anos de 2004 e 2009. A hipótese testada é de que a presença do BC no mercado como um agente relevante em termos de volume e informação e que não necessariamente tem como objetivo o ganho financeiro em suas intervenções poderia, de alguma forma, estar relacionada com previsibilidade no comportamento da taxa de câmbio. De fato, quando as intervenções oficiais são removidas da amostra testada, a lucratividade da regra de negociação se torna estatisticamente não diferente de zero. Antes de se

concluir que a atuação do BC está de alguma forma relacionada com os resultados encontrados, alguns testes de robustez foram conduzidos e a conclusão anterior foi mantida.

Como em todo estudo desse tipo, a simultaneidade é um problema presente e que não pode ser totalmente eliminado, uma vez que nunca será possível isolar o efeito de todos os fatores comuns que podem estar causando tanto a lucratividade da regra de negociação como a decisão do BC de intervir. Nesse sentido, esse trabalho procurou tratar a volatilidade, que é um dos potenciais fatores causadores de endogeneidade mais mencionados na literatura. O que se encontrou foi que, mesmo quando se excluem da amostra os dias com volatilidades estimadas mais altas, a lucratividade da regra de negociação se mantém, o que sugere que a volatilidade não é um fator comum por trás dos resultados encontrados.

Ao mesmo tempo em que o objetivo declarado do BCB de acumular reservas como um seguro contra crises certamente foi atingido, a procura das causas que estariam levando a atuação da autoridade monetária a gerar previsibilidade na taxa de câmbio, principalmente levando em conta o fato de que essa não é sua intenção declarada, se torna importante uma vez que esse fenômeno gera lucros para o setor privado. A explicação que parece mais plausível parece estar relacionada à atuação *leaning against the wind* do BC. Ao longo deste trabalho, foram encontrados indícios significativos de que o BCB tende a intervir no mercado contra uma tendência em curso da taxa de câmbio. Se esse é o caso, e essa percepção está suficientemente difundida entre os agentes privados, toda vez que o BC atua, a convicção dos especuladores em uma determinada direção da taxa de câmbio será reforçada, dado que a intervenção oficial por parte de um órgão que possui informações privilegiadas acerca do mercado de câmbio estaria sinalizando mais claramente uma tendência que ele estaria tentando suavizar. A partir da tabela 8 pode-se deduzir que os maiores retornos da regra de negociação coincidem com as maiores intervenções, o que parece ir ao encontro dessa ideia.

As conclusões apresentadas até aqui sugerem que, apesar de possuir o objetivo declarado de apenas acumular reservas sem interferir no nível e na volatilidade da taxa de câmbio, o BCB parece adotar um regime de flutuação suja da taxa de câmbio, ou seja, procura não interferir no nível da taxa de câmbio, porém tenta suavizar seus movimentos. Esse tipo de flutuação é comum na maioria dos países em que o câmbio flutuante é adotado, e a justificativa para isso está ligada ao fato de que movimentos abruptos na taxa de câmbio podem ter efeitos perversos sobre a economia. Uma forte depreciação pode elevar a inflação e prejudicar o balanço de empresas endividadas em dólar, enquanto uma apreciação rápida pode tirar a competitividade do setor exportador antes que ele possa se adequar a um nível de câmbio mais valorizado, além de deteriorar as contas externas do país. Isto posto,

parece estar aí a resposta sobre os motivos que levariam o BC a transferir recursos para o setor privado. Provavelmente em seu entender, esse custo é mais do que justificado pelos benefícios trazidos por um gerenciamento cauteloso do regime cambial e das reservas. A julgar pelos resultados obtidos até aqui em termos de indicadores macroeconômicos, a estratégia parece estar funcionando.

ABSTRACT

Using the average of the daily returns generated by a simple trading rule, this paper analyzes whether Central Bank foreign exchange interventions introduce any kind of predictability in the foreign exchange market. The results indicate that when periods with foreign exchange intervention are included in the sample the returns of the strategy are positive and statistically significant. Yet, when the days where official interventions took place are removed from the sample, the returns fall and are not statistically different from zero anymore. The results suggest that the official interventions do introduce predictability in the foreign exchange market that can be identified by a simple trading rule.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, J. D. P. de. **Suavizando movimentos da taxa de câmbio ou adicionando volatilidade? Um estudo empírico sobre intervenções do Banco Central no mercado de câmbio**. Rio de Janeiro, 2004. 67 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RJ), Rio de Janeiro, 2004.

DISYATAT, P.; GALATI, G. The effectiveness of foreign exchange intervention in emerging market countries: evidence from the Czech koruna. **Journal of International Money and Finance**, v. 26, p. 383-402, 2007.

DOOLEY, M.; SHAFER, J. Analysis of short-run exchange rate behavior: march 1973 to november 1981. In: BIGMAN, D.; TAYA, T. (Ed.). **Exchange rate and trade instability**: causes, consequences, and remedies. Cambridge, MA: Ballinger, 1983. p. 43-72.

EDISON, H.; CASHIN, P.; LIANG, H. **Foreign Exchange intervention and the Australian dollar:** has it mattered? 2003 (IMF Working Paper, n. 0399). Disponível em: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2003/wp0399.pdf> Acessado em: 17 mai. 2010.

ÉGERT, B. **Central Bank interventions, communication and interest rate policy in emerging European economies**. 2006 (CESifo Working Paper, n. 1869). Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=956255> Acessado em: 17 mai. 2010.

FAMA, E.; BLUME, M. Filter rules and stock-market trading. **The Journal of Business**, v. 39, n. 1, p. 226-241, Jan. 1966.

FATUM, R.; HUTCHISON, M. Is sterilized foreign exchange intervention effective after all? An event study approach. **The Economic Journal**, v. 113, n. 487, p. 390-411, Apr. 2003.

_____. **Evaluating foreign exchange market intervention**: self selection, counterfactuals and average treatment effects. 2009. Working paper forthcoming in the Journal of International Money ad Finance.

GUIMARÃES, R. F.; KARACADAG, C. **The empirics of foreign exchange intervention in emerging market countries**: the cases of Mexico and Turkey. 2004 (IMF Working Paper, n. 04/123). Disponível em: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2004/wp04123.pdf> Acessado em: 17 mai. 2010.

KEARNS, J.; RIGOBON, R. **Identifying the efficacy of Central Bank interventions**: the Australian case. 2002 (NBER Working Paper, n. 9062). Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w9062> Acessado em: 17 mai. 2010.

LEBARON, B. Technical trading rule profitability and foreign exchange intervention. **Journal of International Economics**, v. 49, p. 125-143, 1999.

NOVAES, W.; OLIVEIRA, F. N. de. **Intervenção no mercado cambial**: eficácia de derivativos e de outros instrumentos. 2005. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/eventos/seminarios/pesquisa/intervencao_no_mercado_cambial_eficacia_de_derivativos_e_de_outros_instrumentos.pdf> Acessado em: 17 mai. 2010.

OLIVEIRA, F.; PLAGA, A. **Uma análise da eficácia das intervenções do Banco Central sobre a volatilidade condicional da taxa de câmbio nominal**. 2008. Dísponível em: <http://virtualbibfgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE08/> Acessado em: 7 jul. 2010.

PEREIRA, F. C. G. R. **Impacto da intervenção do Banco Central sobre o nível e a volatilidade do câmbio**: um estudo não paramétrico para o caso brasileiro. São Paulo, 2010. 47 f. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia e Finanças) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2010.

(Originais submetidos em agosto de 2010. Última versão recebida em dezembro de 2010. Aprovado em dezembro de 2010).

EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NA ECONOMIA BRASILEIRA: RESULTADOS DE UM PROCEDIMENTO DE IDENTIFICAÇÃO AGNÓSTICA

Mario Jorge Cardoso de Mendonça*
Luis Alberto Medrano**
Adolfo Sachsida***

Este artigo investiga os efeitos de choques de política monetária sobre a economia brasileira durante o período julho/1999-maio/2010. Seguimos o procedimento sugerido por Uhlig (2005) para verificar o efeito de um choque monetário contracionário sobre o Produto Interno Bruto (PIB) e a inflação. Os resultados apontam que, com 65% de probabilidade, o PIB real cai imediatamente após o choque monetário. Esta probabilidade é de 20% se considerarmos uma variação negativa do PIB real entre 0% e 0,5%. Com 35% de probabilidade o índice de preços – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – cai 0,10% durante os seis primeiros meses após o choque monetário.

1 INTRODUÇÃO

O uso da metodologia VAR estrutural – Structural Vector Autoregression (SVAR) – para se fazer inferência sobre relações macroeconômicas é muito comum na literatura. A identificação por meio das restrições é parte essencial nesse procedimento. Sem tais restrições as Funções de Impulso-Resposta – Impulse Response Functions (IRFs) – são incapazes de isolar o efeito de choques exógenos (tais como choques monetários). A identificação de choques estruturais é, em geral, extremamente controversa. Afinal, diferentes hipóteses de identificação geralmente conduzem a diferentes conclusões. O procedimento usual na literatura SVAR reside na adoção de uma identificação *a priori* e checar a habilidade da IRF de satisfazer as restrições propostas *ex ante*. Um exemplo disso é a assunção de uma identificação *a priori* que exclua a existência de *price puzzle*.[1]

Diferentemente do que em geral ocorre na metodologia SVAR, a identificação agnóstica relaxa a forma como as restrições *ex ante* são impostas. Diferentemente, o procedimento agnóstico reside em impor restrições diretamente nas IRFs. Por exemplo, no caso relacionado ao efeito de um choque monetário contracionista, a resposta do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) a um

* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

** Bolsista do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) no Ipea.

*** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Dimac/Ipea e bolsista de produtividade em pesquisa do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). O autor agrade o apoio financeiro do CNPq.

1. Esta expressão pode ser traduzida como enigma do preço, e se refere a um aumento no índice de preços decorrente de um choque monetário contracionista, o que seria contrário ao esperado pela teoria.

aumento na taxa de juros é restrita a valores não positivos durante certo número de períodos após o choque, enquanto a mesma taxa de juros fica restrita a valores não negativos para o mesmo período de tempo (UHLIG, 2005). Isto é, por construção elimina-se a existência de *price puzzle* e outros resultados não esperados.[2] Nenhuma outra restrição é imposta sobre as IRFs das demais variáveis. Deste modo a metodologia de Uhlig deixa de impor restrições apenas no que se refere à resposta do produto ao choque monetário – que é justamente o que lhe confere o título de "agnóstico".

O procedimento agnóstico sugerido por Uhlig (2005) complementa outros que também adotam restrições diretamente nas IRFs (BLANCHARD; QUAH, 1989; DWYER, 1997; FAUST, 1998; CANOVA; DE NICOLO, 2002). Para implementar o procedimento de Uhlig precisamos assumir que em resposta a um choque monetário contracionário: *i*) a impulso-resposta do índice de preços é não positiva; e *ii*) a impulso-resposta da taxa de juros é não negativa. Ambas as restrições devem ser mantidas por determinado horizonte de tempo, após o qual elas podem ser abolidas. Nossos resultados sugerem que o efeito de um choque monetário contracionário no Brasil tem alta probabilidade de gerar uma queda permanente no Produto Interno Bruto (PIB) real. Este resultado difere do de Uhlig (2005), onde o impacto de um choque monetário contracionista é ambíguo.

Nosso artigo utiliza dados mensais para a economia brasileira, no período julho/1999-maio/2010, para investigar o impacto da política monetária sobre o PIB real e a inflação. Seguimos de perto o procedimento sugerido por Uhlig (2005) para investigar o efeito de choques monetários sobre a economia. Os principais resultados de nosso artigo são que, em consequência de um choque monetário contracionário – aumento da taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC):

- com 65% de probabilidade, o PIB real cai imediatamente depois do choque. Essa probabilidade alcança 20% para variações negativas entre 0% ate 0,5% do PIB. A probabilidade de que o PIB aumente entre 0% e 0,4% durante os primeiros meses é ao redor de 10%;
- com 35% de probabilidade o índice de preços (IPCA) cai até 10% durante os seis primeiros meses após o choque; e
- a resposta contemporânea da taxa de juros nominal de médio prazo (SWAP) é proporcionalmente mais alta que o choque na taxa SELIC. Após esse primeiro momento, essas variáveis têm movimento similar.

Além desta introdução, este artigo apresenta na seção 2 uma revisão de vários dos estudos na literatura brasileira que tentam identificar o choque de política

2. A literatura tradicional assinala que respostas a determinados choques inconsistentes com a teoria tal como o *price puzzle* indicariam a princípio que o modelo está mal especificado.

monetária com base na metodologia de vetores autorregressivos (VAR). A seção 3 apresenta uma breve descrição das mudanças operacionais que ocorreram na política monetária brasileira depois do Plano Real. A seção 4 descreve a metodologia de identificação agnóstica desenvolvida por Uhlig (2005). A seção 5 discute a relação entre o chamado mecanismo de transmissão da política monetária e o problema da identificação do VAR estrutural. Os resultados econométricos são apresentados nesta mesma seção. A seção 6 ilustra as principais conclusões do artigo e propõe algumas extensões.

2 BREVE REVISÃO DA LITERATURA NO BRASIL

No Brasil, um amplo conjunto de estudos adota a metodologia SVAR para lidar com questões referentes aos efeitos da política monetária (FIORÊNCIO; LIMA; MOREIRA, 1998; RABANAL; SCHWARTZ, 2001; ARQUETE; JAYME JÚNIOR, 2003; MINELLA, 2003; FERNANDES; TORO, 2005; CÉSPEDES; LIMA; MAKA, 2008; LIMA; MAKA; ALVES, 2009, *inter alia*). Nosso estudo se destaca em relação aos trabalhos acerca do mesmo tema feitos no Brasil por introduzir uma metodologia mais recente e, como visto na introdução, menos suscetível de ser contaminada por informação imposta *a priori*.

Fiorêncio, Lima e Moreira (1998) fazem uso do método VAR bayesiano – Bayesian VAR (BVAR) – para analisar o impacto de política monetária após o Plano Real.[3] Empregando uma abordagem não recursiva, este artigo mostra que um choque na taxa de câmbio tem efeito significativo sobre o nível de preços e o emprego e que um choque de política monetária reduz a inflação e o emprego. Além disso, este estudo assinala que existiu uma mudança de regime após o Plano Real, sendo que o efeito da política monetária foi sensível a essa mudança.

Seguindo a abordagem clássica, Rabanal e Schwartz (2001), Arquete e Jayme Júnior (2003) e Minella (2003) utilizaram o tradicional método da decomposição de Cholesky para identificar o efeito de um choque de política monetária. Dentre estes trabalhos, podemos destacar o estudo de Minella (2003) que investiga a relação macroeconômica existente entre o produto, a inflação, a taxa de juros e a quantidade de moeda comparando três períodos: janeiro/1975-julho/1985, agosto/1985-junho/1994, setembro/1994-dezembro/2000. A principal conclusão do autor é que a política monetária tem importante efeito sobre o produto, porém não é capaz de impor uma redução significativa da inflação, sugerindo a evidência de *price puzzle* no segundo período. Fernandes e Toro (2005) usam o modelo de cointegração para estimar o mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil. Com base na IFR do modelo de correção de erros – Vector Error Correction

3. As variáveis utilizadas foram IPCA, taxa de desemprego, taxa nominal de câmbio, taxa de juros sobre o capital de giro e o *spread* entre as taxas de financiamento de capital e do Certificado de Depósito Bancário (CDB).

Model (VECM) –, observa-se nesse estudo que um choque contracionista de política monetária tem um pequeno efeito sobre a inflação.

Seguindo Swanson e Granger (1997), mais recentemente Céspedes, Lima e Maka (2008) adotam a abordagem de Gráficos Acíclicos Direcionados – Directed Acyclic Graphs (DAG) – para inferir as relações causais contemporâneas entre um conjunto de variáveis macroeconômicas considerando também as alterações da política monetária ocorridas após o Plano Real. Para tal procede a divisão da amostra em dois subperíodos (1996/2007-1998/2008 e 1999/2003-2004/2012). Entre os principais resultados estão que, em resposta a um aumento inesperado da taxa de juros de curto prazo (SELIC), durante o subperíodo 1999-2004, a produção e o nível de preços caem, contudo a resposta da produção é mais rápida que a do nível de preços, acontecendo com uma defasagem próxima de quatro meses. Para o período 1996-1998, o efeito mais provável de uma inovação positiva na taxa de juros é a redução do nível de preços e da produção com a mesma defasagem de tempo.

3 MUDANÇAS NOS PROCEDIMENTOS OPERACIONAIS DE POLÍTICA MONETÁRIA DESDE O PLANO REAL[4]

Nesta seção justificamos o fato de nossa amostra começar apenas em julho de 1999. A escolha dessa data deve-se sobretudo a um amplo conjunto de mudanças operacionais adotadas pelo Banco Central do Brasil (BCB) entre 1994 e 1999. Devemos ressaltar que esta seção é fortemente baseada no excelente texto elaborado por Lima, Maka e Mendonça (2007).

Em junho de 1994 a implementação do Plano Real estabeleceu limites trimestrais para a expansão monetária. Este procedimento operacional foi substituído, no primeiro trimestre de 1995, por uma programação monetária com projeções trimestrais para a expansão de moeda.

A taxa de câmbio foi livre para flutuar apenas por um breve período de tempo. Depois disso, em setembro de 1994, o BCB passou a intervir nesse mercado. Além disso, no começo de março de 1995 uma banda formal foi estabelecida para a taxa de câmbio. A taxa de câmbio podia flutuar dentro da banda, mas era fixa nos limites da banda.

Uma nova instituição para gerenciar a política monetária foi criada em junho de 1996 – o Comitê de Política Monetária (Copom). O Copom decidiu pela introdução de duas novas taxas de juros: a taxa básica do Banco Central (TBC) sendo uma taxa de juros de piso (para o mercado interbancário) e a taxa de assistência do Banco Central (TBAN) sendo uma taxa de juros de teto.

4. Esta seção é fortemente baseada em Lima, Maka e Mendonça (2007).

Em janeiro de 1999 o BCB substituiu o regime de câmbio fixo por um regime de câmbio flutuante. Em março de 1999 tanto a TBC quanto a TBAN foram extintas, e em junho de 1999 foi adotado o regime de metas de inflação.

Esta seção ilustrou as várias mudanças adotadas pelas autoridades brasileiras no gerenciamento da política monetária. Tal como apontaram Lima, Maka e Mendonça (2007),"algumas dessas mudanças tiveram vida curta, tornando qualquer tipo de análise econométrica impraticável". Para evitar problemas econométricos relacionados a essas mudanças, decidimos começar nossa amostra a partir de julho de 1999.

4 METODOLOGIA

Começamos esta seção apresentando alguns comentários sobre SVAR. Depois disso introduzimos algumas especificações sobre a metodologia de Uhlig (2005) usada nesse artigo.

4.1 A forma estrutural do VAR

O SVAR[5] pode ser representado por:

$$AY_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \text{ para } t = 0: T, \tag{1}$$

Se assumirmos que A_0 é inversível, então (1) tem uma forma reduzida dada por

$$Y_t = \beta + \sum_{i=1}^{p} B_i Y_{t-i} + u_t \tag{2}$$

com $u_t \sim N(0, \Sigma)$ e $E(u_t u_s') = 0, \forall t \neq s$, onde u_t são os resíduos da forma reduzida e β é um vetor de constantes. Assume-se que $\varepsilon_t \sim N(0, I)$. A relação entre os modelos (1) e (2) é baseada nas seguintes identidades:

$$\beta = A^{-1}\alpha,\ B_i = A^{-1}A_i,\ u_t = A^{-1}\varepsilon_t$$

e:

$$\Sigma = A^{-1}E(\varepsilon_t \varepsilon_t')(A^{-1})' = A^{-1}(A^{-1}),$$

5. Boas descrições do SVAR podem ser encontradas em Sims (1986), Fackler (1988), Hamilton (1993), Enders (1995), Christiano, Eichenbaum e Evans (1999) e Stock e Watson (2001).

Note que essa representação não permite a identificação de choques exógenos independentes nas variáveis. Isso ocorre porque os resíduos da forma reduzida têm correlação contemporânea (a matriz Σ é não diagonal).[6] Isto é, os resíduos da forma reduzida u_t podem ser interpretados como resultado de uma combinação linear de choques exógenos que não são correlacionados contemporaneamente. Não é possível distinguir qual o choque que afeta determinada variável na forma reduzida. Para a avaliação de política somente faz sentido verificar o efeito de um choque independente. Ainda é possível estimar os parâmetros da forma reduzida B e Σ consistentemente, mas, exceto para fins de previsão, eles não são os parâmetros de interesse. Sem restrições adicionais na matriz *A* não temos como recuperar a forma estrutural da forma reduzida. Este problema surge porque Σ não possui coeficientes estimados suficientes para recuperar a matriz não restrita *A*. Sendo assim, precisamos impor um número de restrições que nos possibilitará identificar e estimar a matriz *A*. Este procedimento é conhecido por identificação.

A matriz *A* pode ser estimada usando a informação dada pela matriz de covariância da forma reduzida. Em geral há um grande número de matrizes *A* de posto completo que nos permite reproduzir $\hat{\Sigma}$. Isto é, existem várias dependências condicionais e relações de independência contemporânea (Núcleos de Markov) entre as variáveis – dadas por diferentes especificações nas quais alguns dos parâmetros em *A* são restritos para assumirem valor zero – que nos permitem reproduzir as correlações parciais observadas para os resíduos da forma reduzida.[7] Isto significa que $A^{-1}(A^{-1})' = \tilde{A}^{-1}(\tilde{A}^{-1})'$, onde $\tilde{A}$ é a decomposição de Choleski para $\hat{\Sigma}$. Resumindo, não existe uma decomposição única para $\hat{\Sigma}$.

Para estimarmos o modelo estrutural é necessário identificar um número de relações de dependência condicional (isto é, parâmetros iguais a zero em *A*) para satisfazer a condição de ordem para identificação. Dessa maneira, identificar *A* é equivalente a identificar a distribuição condicional (Núcleos de Markov) dos resíduos da forma reduzida. O procedimento de identificação determina a ordem de causalidade entre as variáveis endógenas do VAR. De acordo com Uhlig (2005), esta identificação é geralmente feita usando um dos seguintes procedimentos: *i*) aplicando a decomposição de Cholesky na matriz Σ de covariância dos resíduos e implicando uma ordem recursiva (SIMS, 1986); *ii*) impondo alguma relação estrutural na matriz *A* (BERNANKE, 1986; BLANCHARD; WATSON, 1986); ou *iii*) separando choques permanentes de choques transitórios nos impulsos primários ε_t (BLANCHARD; QUAH, 1989).

6. Esses choques são primitivos e constituem forças exógenas, sem causas comuns, que afetam as variáveis do modelo.

7. A matriz *A* não pode ter, conjuntamente, um número de parâmetros livres maior que o número de parâmetros livres na matriz simétrica Σ. Se *n* é o número de variáveis endógenas no modelo, então, para satisfazer a condição de ordem para identificação de *A*, é necessário que o número de parâmetros livres a serem estimados em *A* não seja maior do que $n(n-1)/2$.

4.2 A identificação agnóstica (UHLIG, 2005)

Um resultado importante no método de Uhlig consiste em notar que a matriz de relação contempôranea A em (1), tal que $\hat{\Sigma} = AA'$, pode ser escrita como $A = \tilde{A}Q$, onde Q é a matriz ortogonal e $\tilde{A}$ é a decomposição de Cholesky da matriz estimada de variância dos resíduos $\hat{\Sigma}$. Esta equação mostra que o problema de determinar os elementos livres em A pode ser convenientemente transformado num problema de escolher elementos num conjunto ortogonal. Além disso, se o interesse está restrito à resposta a um choque em particular, então o problema recai na determinação de um vetor a por meio da seguinte expressão:

$$a = \tilde{A}^{-1}\alpha \tag{3}$$

onde a é uma coluna de A denominada por Uhlig (2005) vetor impulso que contém as respostas contemporâneas das variáveis endógenas a um determinado choque e a é vetor coluna de Q referente à posição correspondente. A ideia principal do esquema de identificação agnóstico é impor um conjunto de restrições em forma de desigualdade nas j-entradas do vetor a. Isto claramente não identifica o vetor a, mas como aponta Uhlig (2005), nos dá um conjunto factível de IFRs que são consistentes com as restrições impostas. Dado um vetor a; é fácil calcular o impulso-resposta compatível da seguinte maneira. Seja $r_i(k) \in R^n$ o impulso-resposta no período k do i-ésimo choque obtido da decomposição de Cholesky. O impulso-resposta para a em k é dado da seguinte forma:

$$r_a(k) = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i r_i(k) \tag{4}$$

Baseado em (4) podemos identificar o vetor de impulso correspondente ao choque de política monetária. A identificação agnóstica proposta por Uhlig (2005) para um choque monetário contracionista não leva a um aumento da inflação e não conduz a uma queda na taxa de juros. Em termos técnicos, um vetor de impulso de política monetária é um vetor de impulso *a*; no qual a resposta ao impulso $r_a(k)$ é não positiva para o nível de preços e não negativa para a taxa de juros durante o intervalo de $k = 0$ até K.

A fração $\phi_{a,j,k}$ da variância da revisão de previsão[8] para a variável *j*, explicada pelo choque na direção do vetor de impulso *a*, é dada por

$$\phi_{a,j,k} = \frac{(r_{a,j}(k))^2}{\sum_{i=1}^{m} (r_{i,j}(k))^2} \tag{5}$$

8. A revisão de previsão *k*-passos à frente é definida por $E_t[Y_{t+k}] - E_{t-1}[Y_{t+k}]$.

onde o índice *j* é o índice correspondente à variável *j*. Com (5) a decomposição da variância pode ser avaliada.

O problema é como selecionar um conjunto apropriado de vetores de impulso $\Psi(B, \Sigma, k)$ que satisfaça as restrições monetárias. Para estimar este conjunto, seja $\hat{B}$ e $\hat{\Sigma}$ os estimadores de máxima verossimilhança para B e Σ. Nós avaliamos as respostas de Cholesky $r_i(k)$ e calculamos os vetores de impulso ponderando a soma de $r_i(k)$ para $k = 0$ a K, tal como em (4) somente deixando o vetor α variar. Nós amostramos $\tilde{a}$ de um normal padrão alterando os sinais das entradas que violam as restrições. Este procedimento é adotado para aumentar o conjunto $\Psi(B, \Sigma, k)$. Tomando $\tilde{\alpha} = A^{-1}\tilde{a}$, e normalizando para a unidade $\tilde{\alpha}^* = \tilde{\alpha}/\|\tilde{\alpha}\|$, é checado se $\tilde{a}$ satisfaz as restrições para impulso monetário para todos os intervalos relevantes. Se a condição é satisfeita, então acumulamos $\tilde{a}$, caso contrário ele é descartado. Após computar cada conjunto de IRF checamos se as restrições de desigualdade são satisfeitas. Armazenamos apenas os vetores de impulso que satisfazem as restrições. Então, acumulamos 10,000 amostras para $\tilde{a}$ e calculamos a média assim como a banda bayesiana para 84% e 16% das IRFs para as quais $\tilde{a}$ satisfaz as restrições. Este tipo de identificação agnóstica é chamada de abordagem de restrição de sinal puro[9] (UHLIG, 2005). Devemos ressaltar que este procedimento é viesado, mas consistente para a construção dos intervalos de confiança clássicos para os impulsos-respostas.

O modelo de restrição de sinal puro também pode ser feito por um procedimento bayesiano[10] (SIMS; ZHA, 1998, 1999). As distribuições a priori e posterior para (B, Σ) pertencem à família Normal-Wishart[11] (SIMS; UHLIG, 1991; KADIYALA; KARLSSON, 1997). Seja $\hat{B}$ e $\hat{\Sigma}$ os estimadores de máxima verossimilhança para B e Σ, respectivamente. Usando uma distribuição a priori não informativa, a distribuição a posteriori Normal-Wishart é caracterizada por dois fatos: *i*) Σ^{-1} segue uma distribuição Wishart $W(\hat{\Sigma}^{-1}/T, T)$ onde T é o tamanho da amostra; e *ii*) em adição a Σ, a matriz de coeficientes B em sua forma de vetor coluna *vec* (B) segue uma distribuição Normal multivariada $N(vec(\hat{B}, X'X/T)$ onde $X = [Y_{t-1}, ..., Y_{t-p}]$. Nós simulamos 10,000 pares de (α, B, Σ). Aqui selecionamos $\tilde{a}$ da respectiva coluna de $\tilde{A}$ e derivamos $\tilde{\alpha}$, tal que $\tilde{\alpha} = A^{-1}\tilde{a}$. A amostragem para B e Σ é obtida por um algoritmo denominado Amostrador de Gibbs. O intervalo de confiança bayesiano, ou banda de erro, é avaliado de acordo com Sims e Zha (1999).

5 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

O principal objetivo desta seção é investigar os efeitos da política monetária sobre o PIB e a inflação para a economia brasileira no Brasil no período após a imple-

9. Da tradução de *Pure-sign-restriction approach*.

10. Detalhes adicionais sobre a modelagem bayesiana podem ser encontrados no apêndice A.

11. Também adotamos uma versão não estacionária da priori de Minnesota (DOAN; LITTERMAN; SIMS, 1984), mas os resultados permaneceram qualitativamente similares.

mentação do regime de metas de inflação (julho de 1999). O VAR foi estimado com dados mensais de julho de 1999 a maio de 2010.

Um problema sério nesse tipo de modelagem se refere à perda de graus de liberdade decorrente da inclusão de variáveis irrelevantes no modelo. Este problema é particularmente importante em nosso caso, pois, como ressaltado na seção 3, a economia brasileira sofreu com constantes mudanças na condução da política monetária antes de julho de 1999. De fato, alguns estudos identificam diferentes regimes de política monetária no Brasil antes de 1999 (CÉSPEDES *et al.*, 2005b; CÉSPEDES; LIMA; MAKA, 2008). Para evitar o uso desnecessário de variáveis, adotamos um modelo parcimonioso, selecionando um pequeno conjunto de variáveis relevantes para fazer parte de nosso modelo-base.

A escolha do conjunto de variáveis selecionadas para nosso modelo teve como base os estudos anteriores sobre política monetária no Brasil que fazem uso do modelo SVAR (MINELLA, 2003; CÉSPEDES *et al.*, 2005; CÉSPEDES; LIMA; MAKA, 2008, *inter alia*). Este conjunto é composto pelas seguintes variáveis: PIB real (GDP), taxa de juros nominal de curto prazo (taxa SELIC), índice de preços ao consumidor (IPCA), taxa de câmbio real (EXCHANGE) e taxa de juros nominal de médio prazo (SWAP). Além disso, foi introduzida a variável representativa do estoque de crédito ao setor privado (CREDIT), tendo em vista que o crédito também se configura num importante canal de transmissão da política monetária.[12] As variáveis podem ser descritas da seguinte maneira:

GDP: é o PIB mensal, ajustado sazonalmente e deflacionado – fontes: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e BCB;

IPCA: é o índice de preços ao consumidor ampliado (fonte: IBGE);

SELIC: é a taxa de juros mensal nominal de curto prazo (fonte: BCB);

EXCHANGE: é a taxa de câmbio nominal deflacionada pela razão entre o índice de preços ao consumidor americano (todos os consumidores urbanos) e o índice de preços ao consumidor ampliado brasileiro (fontes: BCB e IBGE);

SWAP: taxa de juros nominal de 180 dias anualizada (fonte: BCB);

CREDIT: crédito ao setor privado deflacionado pelo índice de preços ao consumidor (IPC) (fonte: BCB).[13]

No presente estudo a escolha das variáveis acima também procura estar em conformidade com o chamado mecanismo tradicional de transmissão da política

12. A importância do canal de crédito na transmissão da política monetária é explorada por Kashyap, Wilcox e Stein (1992), Ongena (1994), Fuinhas (2002) e Bohacek e Mendizábal (2004). Num estudo sobre a economia brasileira, Hermann (2000) também inclui o crédito para analisar a política monetária.

13. As variáveis GDP, IPCA e CREDIT foram transformadas em logaritmo.

monetária.[14] De acordo com Mishkin (1995) o mecanismo tradicional de transmissão da política monetária atua da seguinte maneira. Um aumento da taxa de juros afeta o custo do capital, diminuindo a demanda sobre investimento provocando queda do produto e dos preços. Devido ao fato de que a decisão de investimento deve levar em consideração fatores de longo prazo, como então uma mudança na taxa de curto prazo teria tanta influência sobre esta variável? Uma possível explicação é dada por Taylor (1995), quando afirma que o efeito de uma mudança na taxa de juros de curto prazo se dá pelo impacto que isso exerce na taxa de juros de longo prazo. Também a elevação da taxa de juros faz com que a moeda local se valorize aumentando o preço dos bens exportáveis. Assim, segundo Mishkin (1995), ao afetar a competitividade pela valorização do câmbio, o aumento da taxa de juros provoca uma queda nas exportações, diminuindo o produto da economia.

O mecanismo tradicional de transmissão da política monetária ainda engloba o efeito que a taxa de juros exerce também sobre o crédito.[15] Como bem apontam Bernanke e Gertler (1995), o canal do crédito, que na verdade não é canal independente e isolado, mas apenas um meio de amplificar a propagação do efeito de uma mudança na taxa de juros. A teoria do canal do crédito coloca que a concessão e a tomada de crédito sofrem os efeitos causados de informação assimétrica, principalmente de seleção adversa e de risco moral. A seleção adversa ocorre quando há contração monetária. Nesse caso, os bancos dificultam o crédito, sobretudo para as pequenas empresas que têm condições menos favoráveis de garantir o pagamento dos empréstimos já concedidos. O risco moral seria o problema enfrentado pelos bancos quando o estado da economia estiver sob a força de uma elevação da taxa de juros. A possibilidade de não pagamento dos empréstimos já efetuados leva os bancos a diminuírem a concessão de crédito novo.

A forma de identificação agnóstica proposta por Uhlig (2005) impõe restrição de sinal da IRF de forma que a resposta impulso para o índice de preço seja não positiva, o que não permite que o chamado *price puzzle* aconteça. Assim, a identificação agnóstica se encontra em conformidade com a visão tradicional acerca do efeito da política monetária, de forma que um choque contracionista de política monetária provoque uma queda no produto e na inflação. De acordo com a visão tradicional, a ocorrência do chamado *price puzzle* acontece quando a identificação do SVAR foi especificada erroneamente. Sims (1992) atesta que o *price puzzle* ocorre pelo fato de que o modelo SVAR não estima corretamente o componente *forward-looking* da

14. Taylor (1995) define mecanismo de transmissão da política monetária como o processo através do qual as decisões de política monetária são transmitidas para o produto real e a inflação. Não é nosso objetivo aqui fazer uma descrição sucinta acerca dos diversos mecanismos de transmissão da política monetária que a literatura aponta. Naturalmente, existe muita controvérsia acerca de como o mecanismo de transmissão da política monetária se processa.

15. Segundo Bernanke e Gertler (1995), devido à dificuldade empírica de identificar o efeito da taxa de juros sobre o custo do capital (*q* de Tobin), houve necessidade de estudar vias alternativas pelas quais se efetua a transmissão da política monetária devido a uma mudança na taxa de juros.

política monetária e, portanto, não avalia de forma apropriada o choque de política monetária. Suponha que o banco central (BC) espera uma inflação mais elevada no futuro. Quando o BC aumenta a taxa de juros, este choque já estaria exercendo efeito sobre a economia, de modo que um aumento simultâneo da taxa de juros e dos preços é observado. Consequentemente, *price puzzle* ocorreria devido à má especificação do componente *forward-looking* da política monetária.[16]

No entanto, a perspectiva tradicional de que o *price puzzle* se deve a um erro de especificação na identificação do SVAR não é unânime na literatura. Segundo uma visão alternativa não há nenhum problema metodológico com o chamado enigma do preço (*price puzzle*). De acordo com a explicação alternativa, isso se deve ao fato de que o BC reage a choques de oferta pela elevação da taxa de juros. Um choque transitório negativo de oferta teria o efeito de aumentar a taxa de juros real, diminuindo o produto e provocando a subida do nível de preços pelo menos no curto prazo. A autoridade monetária responde ao choque adverso de oferta subindo a taxa de juros, mas não o suficiente para extinguir as consequências inflacionárias deste.

Outra explicação, também na mesma linha, sugere que, ao contrário do que coloca a corrente tradicional, é o canal de custo da política monetária que faz com que os preços e a taxa de juros nominal reajam na mesma direção depois de um choque de política monetária. Quando o BC eleva a taxa de juros, alguns custos aumentam, tendendo a causar um aumento na taxa de inflação. Este efeito do lado da oferta pode coexistir e dominar o tradicional efeito do lado da demanda (RABANAL, 2007).

Devemos ressaltar que o procedimento bayesiano adotado para a estimação do VAR elimina o problema da ordem de integração das séries, bem como diminui a relevância do tamanho da amostra. Diversos autores (DE JONG; WHITEMAN, 1991; KOOP, 1992; SIMS, 1988; SIMS; UHLIG, 1991) advogam vigorosamente em favor da alternativa bayesiana sobre a abordagem clássica mais tradicional usada no que se refere à questão da raiz unitária. Por exemplo, é conhecido que os testes Dickey-Fuller Aumentados (ADF) são de baixa potência frente a alternativas plausíveis, especialmente no que se refere à hipótese alternativa de tendência estacionária. A abordagem bayesiana, por outro lado, revelaria que as hipóteses de raiz unitária e de tendência estacionária apresentariam probabilidades bastante similares quanto às suas distribuições a posteriori. Assim, a abordagem bayesiana fornece um sumário mais razoável da informação amostral que a abordagem clássica.

Outro problema com os testes clássicos de raiz unitária é o da descontinuidade gerada na teoria assintótica (SIMS, 1988). A abordagem bayesiana, desde que é baseada na função de probabilidade, não apresenta o mesmo problema da descontinuidade.

16. Sims (1992) sugeriu que, uma vez que os preços das matérias-primas sejam incluídos em um modelo do VAR, o *price puzzle* desapareceria.

Por fim, Koop (1992) igualmente indica que, na abordagem clássica, valores críticos gerados a partir de pequenas amostras podem diferir substancialmente dos valores críticos assintóticos. A abordagem bayesiana, desde que é condicional à amostra observada, fornece resultados para pequenas amostras mais exatos. Em resumo, o problema da raiz unitária não é um ponto crítico na estatística bayesiana.

Mesmo com respeito à análise "clássica" não há razão importante para se considerar a questão de raiz unitária em modelos VARs. Sims, Stock e Watson (1990) e Hamilton (1993) apontam que o problema associado à regressão espúria pode ser evitado com a inclusão de defasagens das variáveis dependentes e independentes na regressão. De acordo com Hamilton (1993, p. 561-562) pode ser demonstrado que esse procedimento leva a estimadores consistentes. Neste caso, os coeficientes da regressão individualmente convergem para uma distribuição gaussiana e o teste *t* é assintoticamente normal.

Uma vez que os comentários preliminares foram postos, passamos, nesta altura, à descrição dos resultados. As IRFs a um choque monetário contracionário de tamanho de um desvio-padrão para um horizonte de tempo (H) de 24 e 36 meses são mostrados, respectivamente, nas figuras 1 e 2. Dado o pequeno tamanho da amostra e de acordo com os critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn, a estimação do VAR acontece com duas defasagens. Nós mostramos a mediana bem como os quantis 16% e 84%[17] para as amostras de IFRs. As IRFs são baseadas na abordagem agnóstica com restrição de sinal pura.[18] A identificação do impulso monetário contracionista impõe que: *i*) o índice de preços não reage de uma maneira positiva (isto é, por construção não ocorre *price puzzle*); e *ii*) a taxa de juros de curto prazo não reage de uma maneira negativa. Seguindo Uhlig (2005), na figura 1, nós impomos essas restrições para os primeiros seis meses ($k = 0,\ldots,5$), denominando isso experimento-base. O gráfico do histograma para as respostas iniciais ($t = 0$) aparece no apêndice B para $H = 24$.

De acordo com os gráficos 1 e 2, IPCA e SELIC demonstram forte persistência depois do sexto mês na permanência do sinal da IRF. Desde que nenhuma restrição seja imposta após o sexto mês, tal persistência deve ser levada em conta, não obstante as IRFs do IPCA e da SELIC deixarem de ser estatisticamente significativas[19] aproximadamente a partir do sétimo ou do oitavo mês. Contudo, estamos levando em consideração que não existe mudança de sinal na mediana entre os períodos com e sem restrição nas IRFs. Assim, como pode ser observado, movimentos não antecipados

17. A escolha deste intervalo de confiança é algo comum na literatura BVAR (SIMS; ZHA, 1998; UHLIG, 2005). Nós refizemos o mesmo exercício da figura 1 com intervalo de confiança de 95% e não percebemos mudança significativa nos resultados. Estes foram omitidos por economia, podendo ser obtidos diretamente com os autores mediante contato.

18. O método agnóstico também foi computado pela metodologia clássica de força bruta (*brute force*) e os resultados foram muito similares aos apresentados aqui, e podem ser obtidos diretamente com os autores.

19. O zero está incluído na banda de erro.

na taxa SELIC são realmente contracionários.[20] O PIB real reage imediatamente ao choque monetário. Com 65% de probabilidade, o PIB real cai imediatamente após o choque. Esta probabilidade é de 20% se for considerada uma variação negativa entre 0% até 0,5% do PIB. A probabilidade de o PIB aumentar entre 0% até 0,4% durante os primeiros meses é ao redor de 10%. Com 35% de probabilidade o IPCA cai até 0,1% durante os primeiros seis meses após o choque monetário contracionário. A resposta contemporânea da taxa de juros nominal de médio prazo é mais que proporcional ao choque na taxa SELIC. Mas, depois do primeiro momento, essa taxa segue de perto a SELIC.

Fernandes e Toro (2005) e Céspedes, Lima e Maka (2008) argumentam contra a ocorrência de *price puzzle* no Brasil. Se isso está correto, então não há necessidade de se impor a restrição *price puzzle*[21] em nossa especificação econométrica. O apêndice D estima nosso modelo sem a restrição de *price puzzle*. Contudo, esse exercício revela que, para o nosso período de análise, devemos prestar sim atenção à ocorrência de *price puzzle*. Em todos os exercícios apresentados no apêndice D, considerando a mediana das IRFs, nós observamos a ocorrência de *price puzzle*. Em outras palavras, é provável que a resposta do IPCA a um choque monetário contracionário (aumento na taxa SELIC) seja positiva quando não é introduzida a restrição de sinal sobre o IPCA.

Deve-se considerar que há um grau de subjetividade na escolha do horizonte temporal K para se impor as restrições de sinal. Então, é necessário checar quão sensíveis os resultados são a mudanças em K. No apêndice C mostramos as IRFs para distintos valores de K. É interessante notar que, mesmo para um período curto de tempo ($K = 2$), os resultados são qualitativamente similares do que no caso do nosso modelo-base ($K = 5$). Contudo, tão logo aumentamos o horizonte de tempo ($K = 11$ ou $K = 17$) os intervalos de confiança começam a ficar pesadamente concentrados ao redor da mediana até K, começando a aumentar após isso (é importante relembrar que os sinais das IRFs não se alteram em relação ao nosso modelo-base). Repetimos esse exercício até $K = 36$ e os resultados permanecem os mesmos.[22]

Tendo identificado o choque de política monetária, procuramos encontrar o quanto da variância esses choques explicam. Em outras palavras, qual fração da variância da revisão da previsão k-passos à frente $E_t[Y_{t+k}] - E_{t-1}[T_{t+k}]$ no PIB e no IPCA podem ser explicados pelo choque monetário. Esta questão é respondida no gráfico 3 para nosso modelo-base com as restrições fixadas para seis meses ($K = 5$). De acordo com a mediana estimada, um choque monetário contracionário explica entre 12% e 15% da variação no PIB real em todos os horizontes, e até 13% das variações de longo horizonte no IPCA.

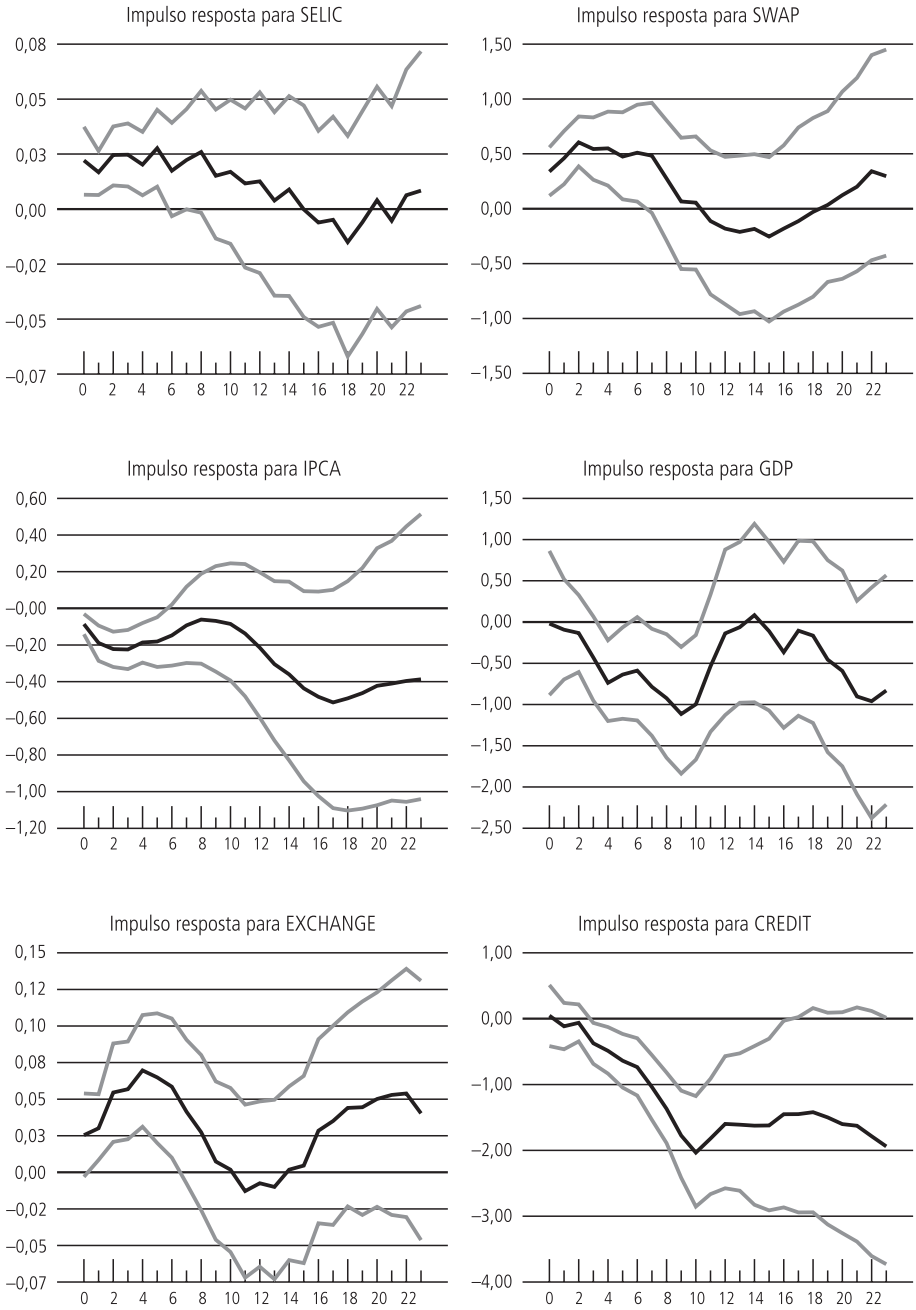
20. Este tipo de choque também é conhecido na literatura como "contracionário" porque assume-se que causará efeitos contracionários na atividade econômica.

21. Caso no qual não há restrição de sinal no IPCA.

22. Os resultados podem ser obtidos diretamente com os autores.

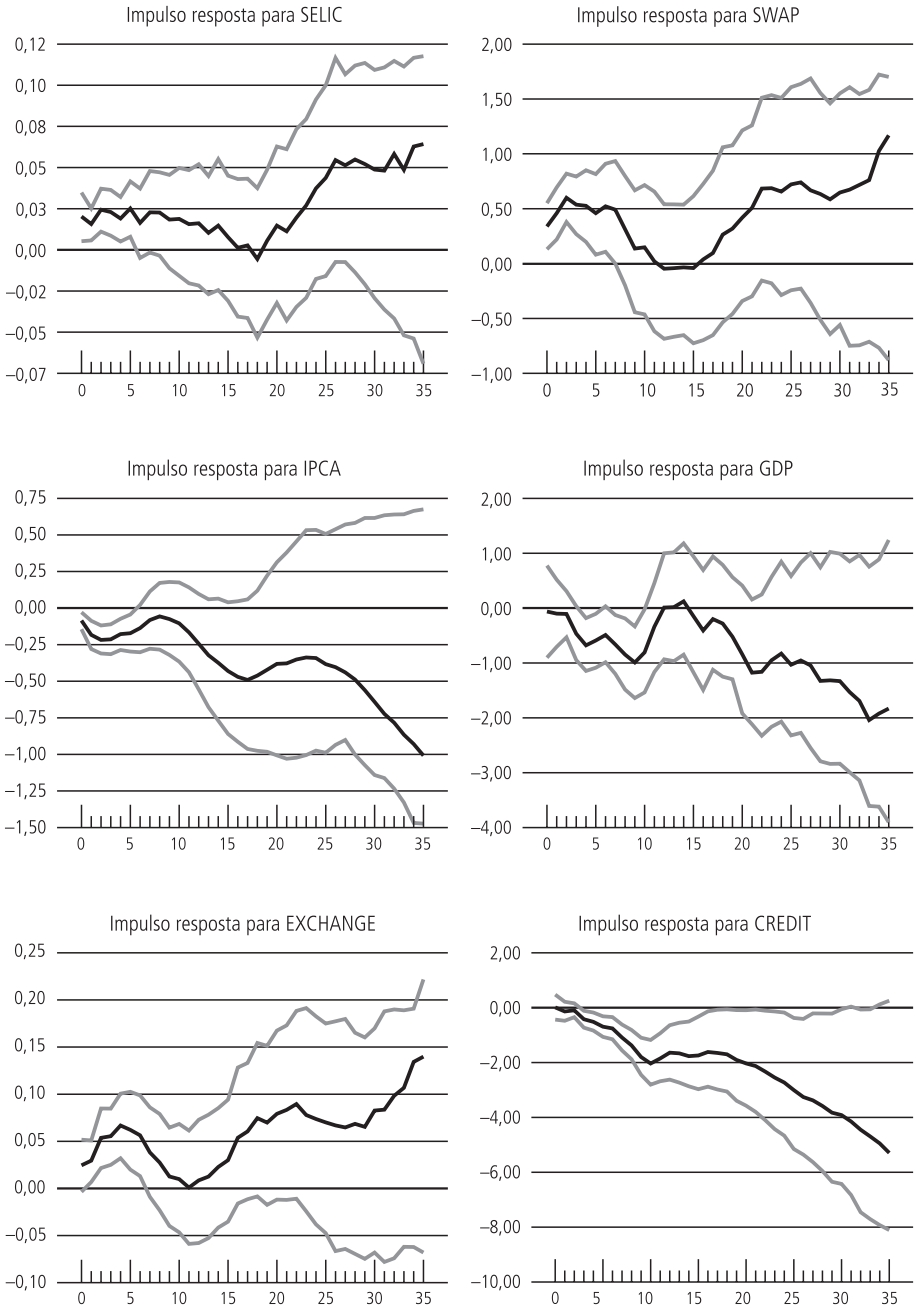
GRÁFICO 1

Impulso resposta para abordagem de sinal puro (H = 24)



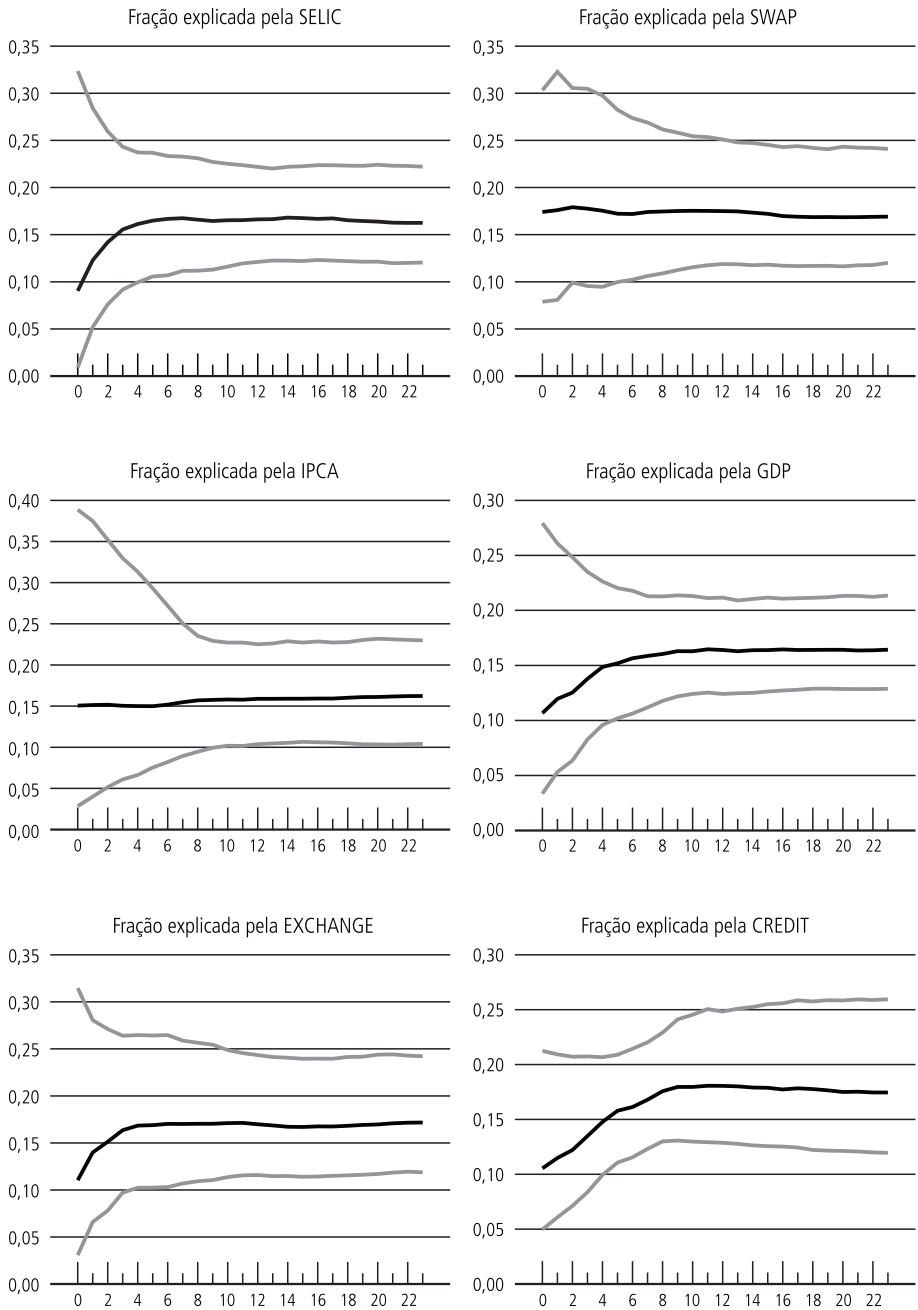
Fonte: Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2
Impulso resposta para abordagem de sinal puro (H = 36)



Fonte: Elaboração dos autores.

GRÁFICO 3
Fração de variância explicada para abordagem de sinal puro



Fonte: Elaboração dos autores.

6 CONCLUSÕES

Diferentemente dos procedimentos padrões usados para identificar o SVAR, o procedimento agnóstico é menos rígido na forma como as restrições *ex ante* são impostas. O procedimento agnóstico se caracteriza por impor restrições diretamente nas IRFs de modo específico.

Ao contrário dos resultados de Uhlig (2005) para a economia americana, nosso artigo mostra que um choque monetário contracionário provavelmente produzirá um impacto negativo tanto no PIB real como no IPCA. Os principais resultados de nosso artigo são os seguintes:

- com 65% de probabilidade, o PIB real cai imediatamente depois do choque. Esta probabilidade alcança 20% para variações negativas de 0% até 0,5% do PIB. A probabilidade de que o PIB aumente entre 0% até 0,4% durante os primeiros meses é ao redor de 10%;
- com 35% de probabilidade, o índide de preços (IPCA) cai até 0,10% durante os seis primeiros meses após o choque; e
- a resposta contemporânea da taxa de juros nominal de médio prazo (SWAP) é proporcionalmente mais alta que o choque na taxa SELIC. Após esse primeiro momento, essas variáveis têm movimento similar.

De maneira geral, nosso trabalho confirma os resultados de Céspedes, Lima e Maka (2008). Eles sugerem que em resposta a uma inovação contracionária na taxa de juros de curto prazo, tanto o PIB como o IPCA se reduzem. Também confirma os resultados apresentados por Minella (2003), os quais sugerem que um choque monetário tem significantes efeitos sobre o PIB.

ABSTRACT

This article investigates the effects of monetary policy shocks in the Brazilian economy through the period July/1999 to May/2010. We follow the procedures suggested by Uhlig (2005) to verify the impact of a contractionary monetary shock on output and inflation. With 65% probability, real GDP declines immediately after the shock. This probability reaches 20% if one considers a negative variation between 0 and 0.5 percent of GDP. With 35% probability the price index (IPCA) drops 0.10 percent during the first six months after this shock.

REFERÊNCIAS

ARQUETE, L.; JAYME JÚNIOR, F. **Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002)**: uma aplicação de vetores auto-regressivos. Paper presented at the XXXI ANPEC Meeting, 2003.

BERNANKE, B. Alternative explanations of the money-income correlation. In: BRUNNER, K.; MELTZER, A. H. (Ed.). **Real business cycles, real exchange rates – actual policies**. Amsterdam: North-Holland, p. 49-100, 1986 (Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, v. 25).

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 27-48, 1995.

BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. **American Economic Review**, v. 79, p. 655-673, 1989.

_____.; WATSON, M. Are all business cycles alike? In: GORDON, R. (Ed.). **The American business cycle**: continuity and change. NBER and University of Chicago Press, 1986. p. 123-156.

BOHACEK, R.; MENDIZÁBAL, H. R. **Credit markets and the propagation of monetary policy shocks**. 2004 (CERGE-EI Working Paper, n. 244).

CANOVA, F.; DE NICOLO, G. Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, n. 6, p. 1.131-1.159, 2002.

CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 2, p. 123-160, abr./jun. 2008.

CÉSPEDES, B. *et al*. **Measuring monetary policy stance in Brazil**. Ipea, 2005b (Working Paper).

_____. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. **Journal of Political Economy**, v. 113, p. 1-45, 2005.

DE JONG, D. N.; WHITEMAN, C. H. The case for trend-stationarity is stronger than we thought. **Journal of Applied Econometrics**, v. 6, p. 413-421, 1991.

DOAN, T. *et al*. Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. **Econometric Review**, v. 3, p. 1-100, 1984.

DWYER, M. **Dynamic response priors for discriminating structural vector autoregressions**. Ucla, 1997. Draft.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. John Wiley and Sons, 1995

FACKLER, P. Vector autoregressive techniques for structural analysis. **Revista Análisis Económico**, v. 3, n. 2, p. 119-134, 1988.

FAUST, J. The robustness of identified VAR conclusions about money. Carnegie-Rochester Conference **Series in Public Policy**, v. 49, p. 207-244, 1998.

FERNANDES, M.; TORO, J. O mecanismo de transmissão monetária na economia brasileira pós-Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 1, p. 5-32, jan./mar. 2005

FIORÊNCIO, A.; LIMA, E. C.; MOREIRA, A. Os impactos das políticas monetária e cambial no Brasil pós-Plano Real. In: IPEA. **A economia brasileira em perspectiva 1998**. Ipea, 1998. p. 27-56.

FUINHAS, J. A. **O canal do crédito e a política monetária**. Departamento de Gestão e Economia (DGE), Universidade da Beira Interior, jun. 2002 (Texto para Discussão).

HAMILTON, J. **Time series analysis**. Princeton University Press, 1993.

HERMANN, J. O modelo de racionamento de crédito e a política monetária novo-keynesiana: uma análise crítica. **Revista de Economia Política**, v. 20, n. 2 (78), p. 53-75, abr./jun. 2000.

KADILAYA, K. R.; KARLSSON, S. Numerical methods for estimation and inference for Bayesian vector autoregressions. **Journal of Applied Econometrics**, v. 12, n. 2, p. 99-132, 1997.

KASHYAP, A. K.; WILCOX, D. W.; STEIN, J. C. **Monetary policy and credit conditions**: evidence from the composition of external finance. Mar. 1992 (NBER Working Paper Series, n. w4015).

KOOP, G. Objective Bayesian unit root tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 7, p. 65-82, 1992.

LEEPER, E.; SIMS, C.; ZHA, T. **Does monetary policy generate recessions?** 1996. Unpublished Manuscript.

LIMA, E. C.; MAKA, A.; MENDONÇA, M. **Monetary policy regimes in Brazil**. Ipea, 2007 (Texto para Discussão, n. 1.285a).

MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 3, p. 605-635, 2003.

MISHKIN, F. S. Symposion on the monetary transmission. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 3-10, 1995.

ONGENA, S. R. G. **Monetary policy and credit conditions**: new evidence. 1994. Disponível em: <SSRN: http://ssrn.com/abstract=6314>

RABANAL, P. Does inflation increase after a monetary policy tightening? Answers based on an estimated DSGE model. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 31, p. 906-937, Mar. 2007.

_____.; SCHWARTZ, G. **Testing the effectiveness of the overnight interest rate as a monetary policy instrument. Brazil**: selected issues and statistical appendix. 2001 (IMF Country Report, n. 01/10).

SIMS, C. Are forecasting models usable for policy analysis? Federal Reserve Bank of Minneapolis, **Quarterly Review**, p. 1-16, Winter 1986.

_____. Bayesian skepticism on unit root econometrics. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 463-474, 1988.

_____. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. **European Economic Review**, v. 36, n. 5, p. 975-1000, 1992.

_____.; STOCK, J.; WATSON, M. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 113-144, 1999.

_____.; UHLIG, H. Understanding unit rooters: a helicopter tour. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1.591-1.599, 1991.

_____.; ZHA, T. Bayesian methods for dynamic multivariate models. **International Economic Review**, v. 39, n. 4, p. 949-968, 1998.

_____; _____. Error bands for impulse response. **Econometrica**, v. 67, n. 5, p. 1.113-1.155, 1999.

STOCK, J.; WATSON. M. Vector autoregression. **Journal of Economic Perspectives**, v. 15, n. 4, p. 101-115, Fall 2001.

SWANSON, N. R.; GRANGER, C. W. J. Impulse response functions based on a causal approach to residual orthogonalization in vector autoregressions. **Journal of the American Statistical Association**, v. 92, p. 357-367, 1997.

TAYLOR, J. B. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 11-26, 1995.

UHLIG, H. What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, p. 381-419, 2005.

WAGGONER, D. F.; ZHA, T. Conditional forecasts in dynamic multivariate models. **Review of Economics and Statistics**, v. 81, n. 4, p. 639-651, 1999.

(Originais submetidos em março de 2010. Última versão recebida em dezembro de 2010. Aprovado em dezembro de 2010).

APÊNDICE A

ESTIMAÇÃO DO BVAR

A.1 BVAR

O VAR na forma reduzida que aparece em (1) pode ser escrito da seguinte forma:

$$Y = XB + u$$

onde $X_t = [i', y'_{t-1}, ..., y'_{t-p}]'$, $Y_t = [y'_t, ..., y'_T]'$, $X = [X_1, ..., X_T]'$, $u = [u_1, ..., u_T]'$ e $B = [b, B_1, ..., B_p]$.

Como se assume que os $u_{i's}$ são independentes possuindo distribuição Normal, o estimador de máxima verossimilhança (ML) para (B, Σ) é definido por $\hat{B} = (X'X)^{-1}X'Y$ e $\hat{\Sigma} = \frac{1}{T}(Y - X\hat{B})'(Y - X\hat{B})$. Para a distribuição a priori, usamos uma forma Normal-Wishart. A distribuição priori da forma Normal-Wishart possui como parâmetros a matriz B_0 para a média dos coeficientes de dimensão $n \times n\,(p + 1)$, a matriz positiva definida S_0 de tamanho $n \times n$ para a média da covariância, assim como a matriz positiva definida H_0 de dimensão $(p + 1) \times (p + 1)$ e um número real $\nu_0 > 0$ para descrever a incerteza de (B, Σ) em torno das médias para esses dois parâmetros. Condicional a Σ, a matriz de coeficientes vetorizada $vec\,(B)$ segue uma distribuição Normal $N(vec(B_0), \Sigma \otimes H_0^{-1})$ enquanto Σ^{-1} segue uma distribuição Wishart $W(S_0^{-1}/\nu_0, v_0)$ com $E[\Sigma^{-1}] = S_0^{-1}$.

Dado que a distribuição posteriori (o produto da função de verossimilhança e da distribuição priori) de (B, Σ) obedece a uma distribuição Normal-Wishart tendo em vista que a distribuição a priori (B, Σ) é também uma Normal-Wishart.

Assim, temos que condicional em Σ, $vec(B)|,\Sigma \sim N(vec(B_T),\Sigma \otimes H_T^{-1})$, enquanto $\Sigma^{-1}|y$ segue uma distribuição Wishart $W(S_T^{-1}/\nu_T, v_T)$, onde:

$$H_T = H_0 + X'X$$

$$v_T = \nu_0 + T$$

$$S_T = \frac{\nu_0}{\nu_T} S_0 + \frac{T}{\nu_T}\hat{\Sigma} + \frac{1}{\nu_T}(\hat{B} - B_0)' H_0 H_T X' X(\hat{B} - B_0)$$

e

$$B_T = H_T^{-1}(H_0 B_0 + X'X\hat{B})$$

Métodos de Monte Carlo estão disponíveis para fazer amostragem de uma Normal-Wishart (SIMS; ZHA, 1998, 1999; WAGGONER; ZHA, 1999). A natureza da priori é determinada pelos valores assumidos com relação aos parâmetros da distribuição. Uma priori não informativa (difusa) é caracterizada tomando $\nu_0 = 0$, $H_0 = 0$, B_0 e S_0 quaisquer. Neste caso, temos que $H_T = X'X$, $B_T = \hat{B}$, $\nu_T = T$ e $S_T = \hat{\Sigma}$.

A.2 Intervalo de confiança bayesiano para as IRFs

É fácil notar que a distribuição das IRFs é uma função extremamente não linear dos parâmetros do VAR. Contudo, a despeito dessa não linearidade existem muitos métodos pelos quais essas distribuições podem ser avaliadas numericamente: Integração de Monte Carlo, Amostragem e reamostragem (da tradução *Sampling-Resampling*), Amostrador de Gibbs etc. No presente artigo, utiliza-se o algoritmo do Amostrador de Gibbs que pode ser descrito da seguinte forma.

Na *g*-ésima interação:

Amostra-se $(B_T^{(g)} \mid S_T \otimes X'X) \sim N(vec(B_T), S_T \otimes X'X)$ (A.1)

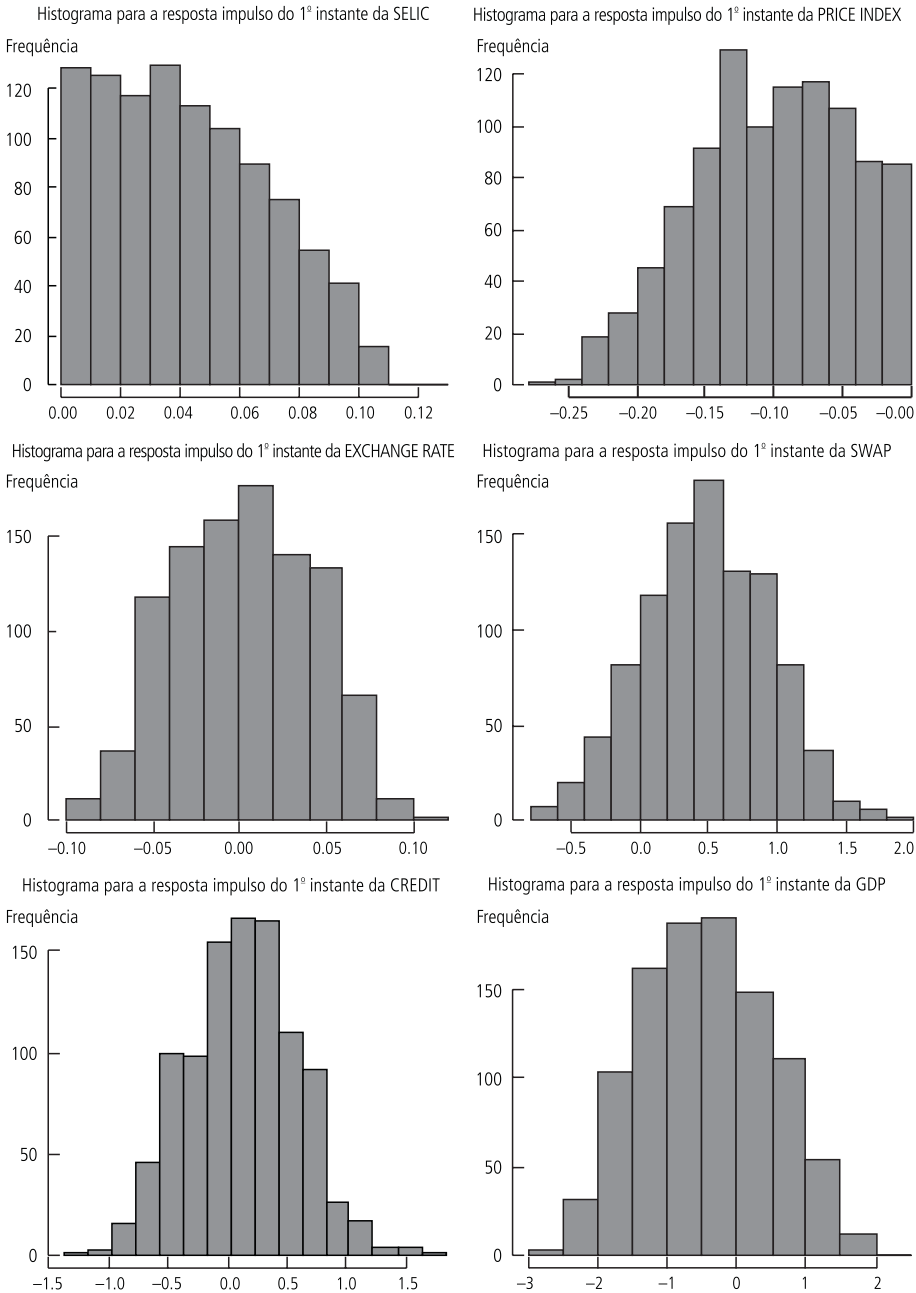
Amostra-se $S_T^{(g)} \sim W(S_T^{-1}/\nu_T, v_T)$ (A.2)

O algoritmo é inicializado gerando *B* por (A.1) e tomando Σ a partir do estimador ML. Temos ainda que as primeiras 500 interações são descartadas. O intervalo de confiança bayesiano ou banda de erro é obtido calculando o vetor impulso $r_a^g(k, B, \Sigma)$ para cada par *B* e Σ obtidos pela amostragem de Gibbs que satisfaça a restrição para impulso monetário.

APÊNDICE B

GRÁFICO B.1

Histograma das funções impulso para o instante inicial

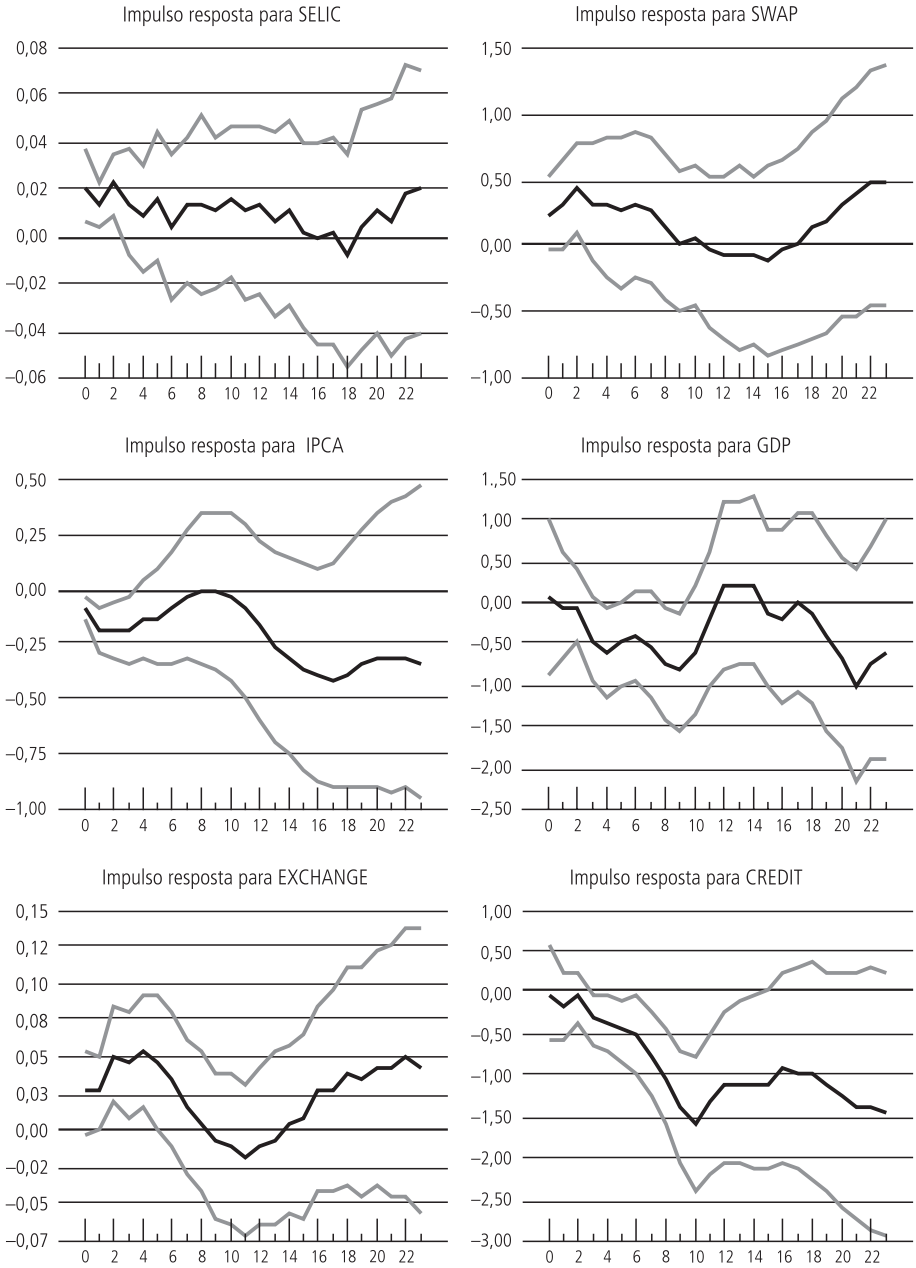


Fonte: Elaboração dos autores.

APÊNDICE C

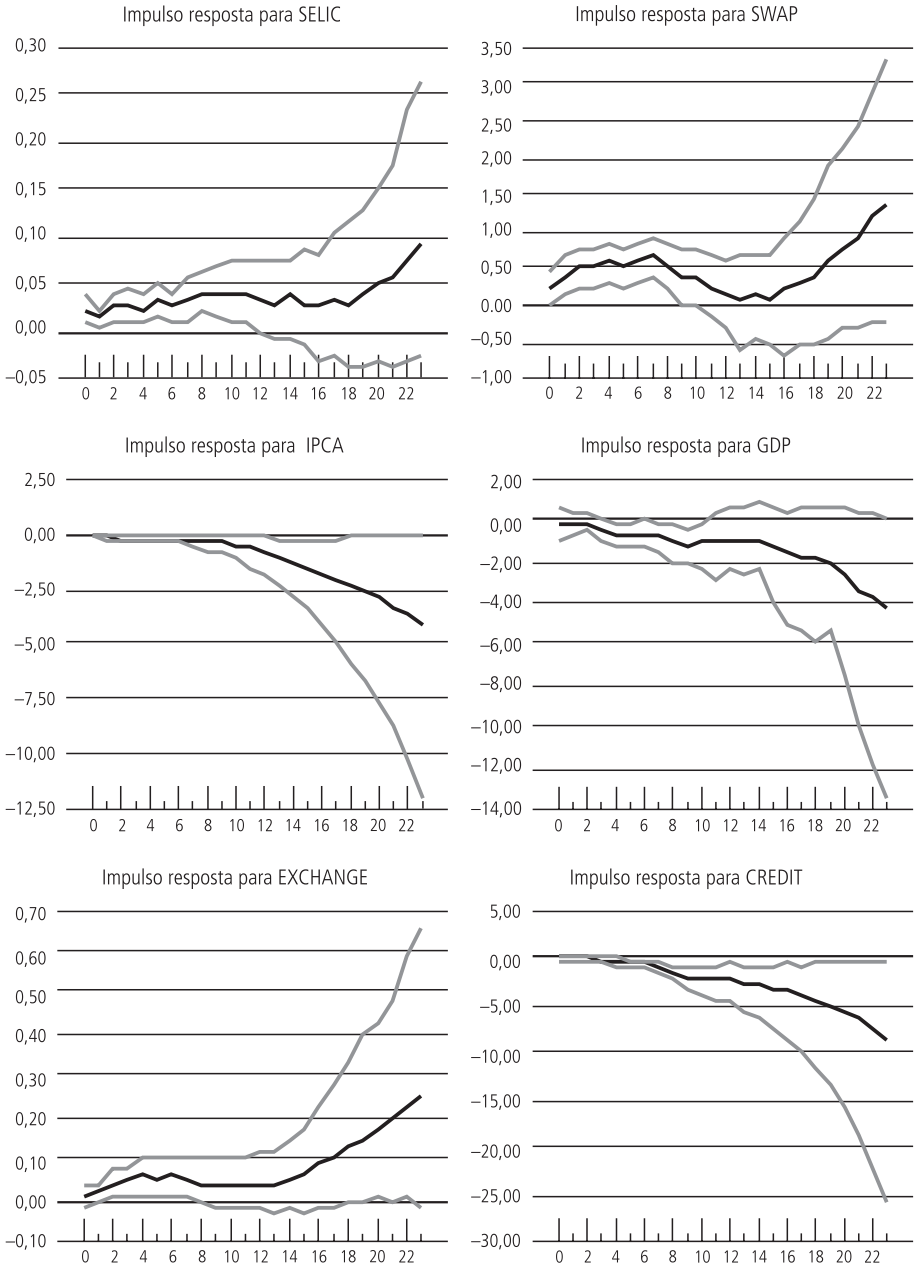
GRÁFICO C.1

Sensibilidade das IRFs a mudanças em *K* = 2



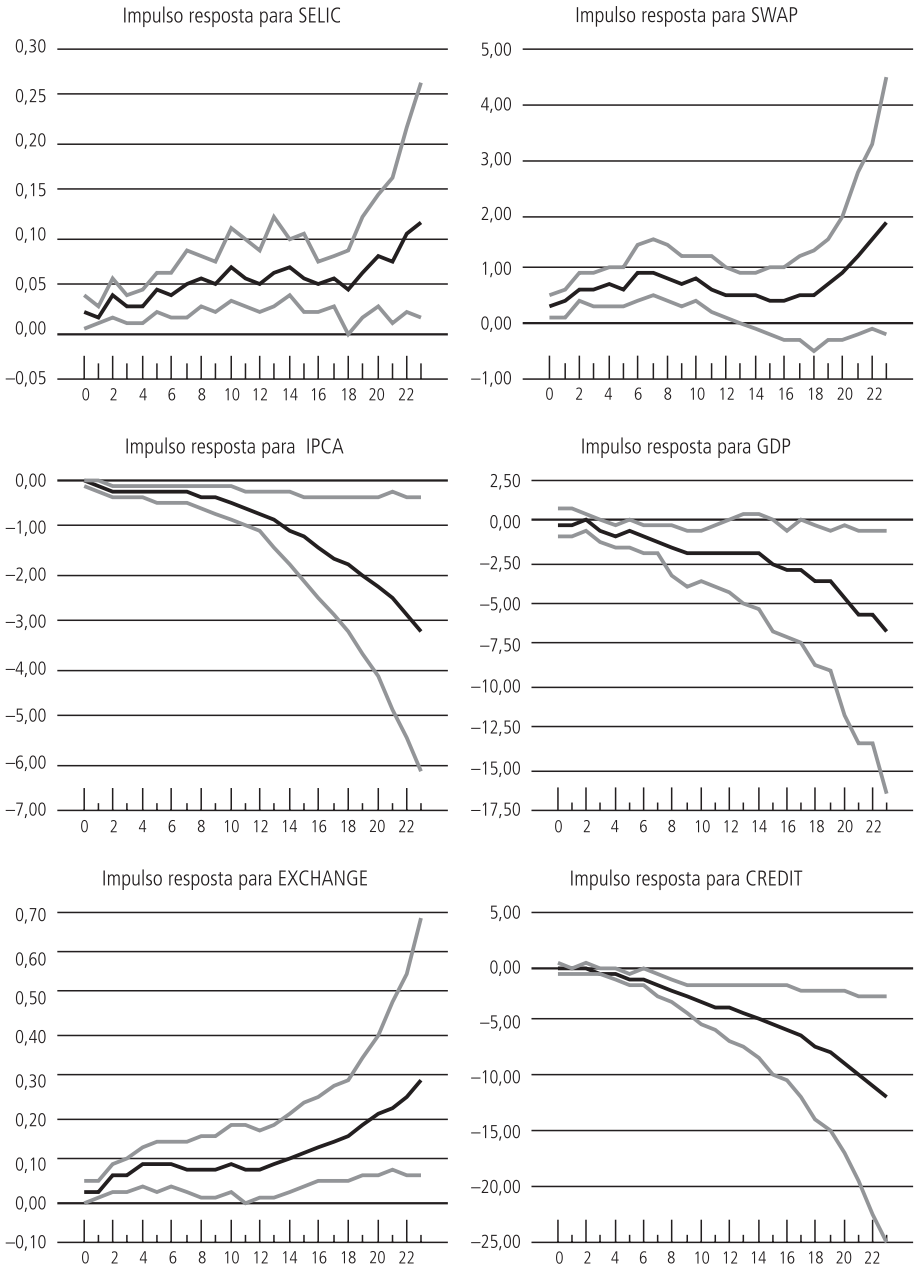
Fonte: Elaboração dos autores.

GRÁFICO C.2
Sensibilidade das IRFs a mudanças em *K*= 11



Fonte: Elaboração dos autores.

GRÁFICO C.3
Sensibilidade das IRFs a mudanças em *K*= 17

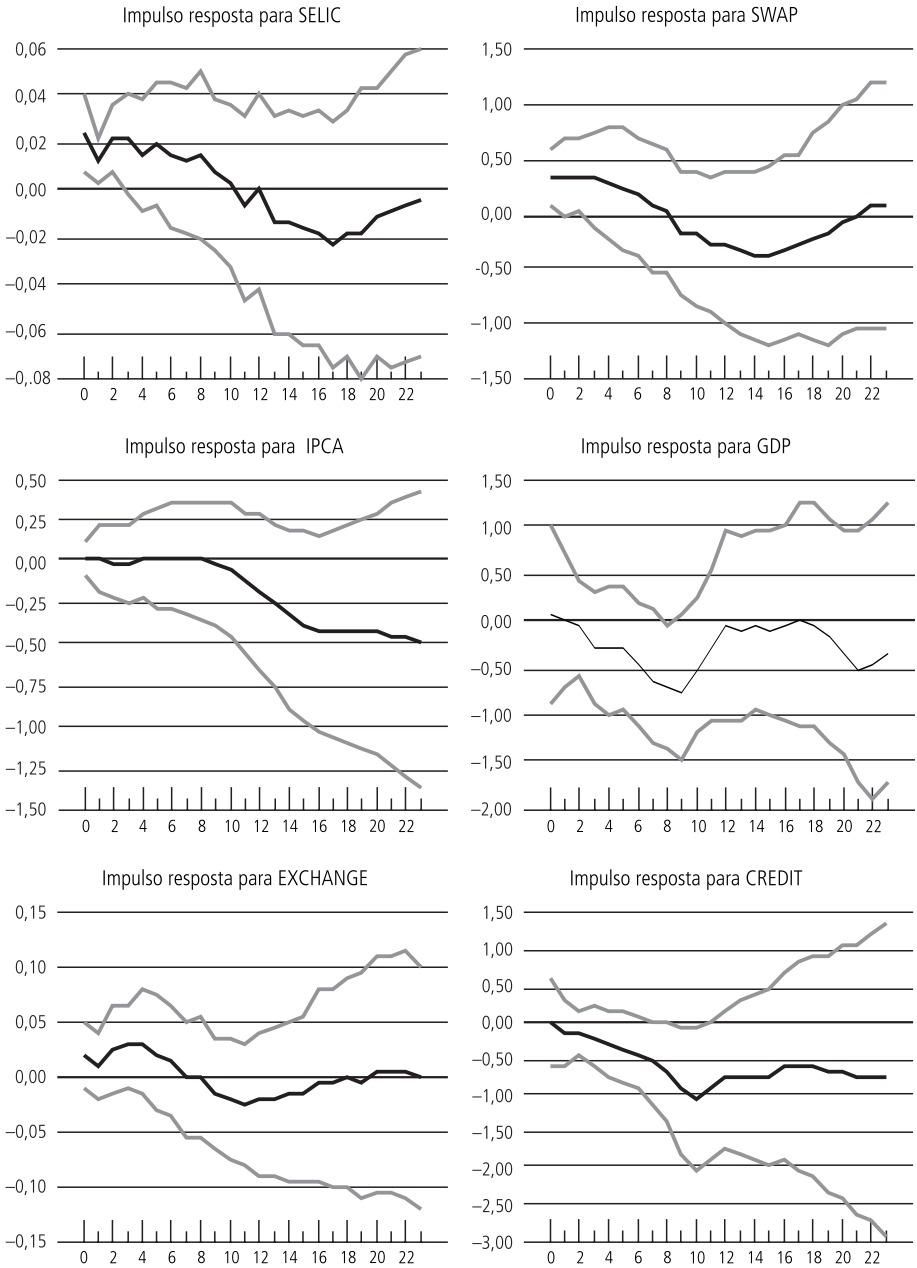


Fonte: Elaboração dos autores.

APÊNDICE D

GRÁFICO D.1

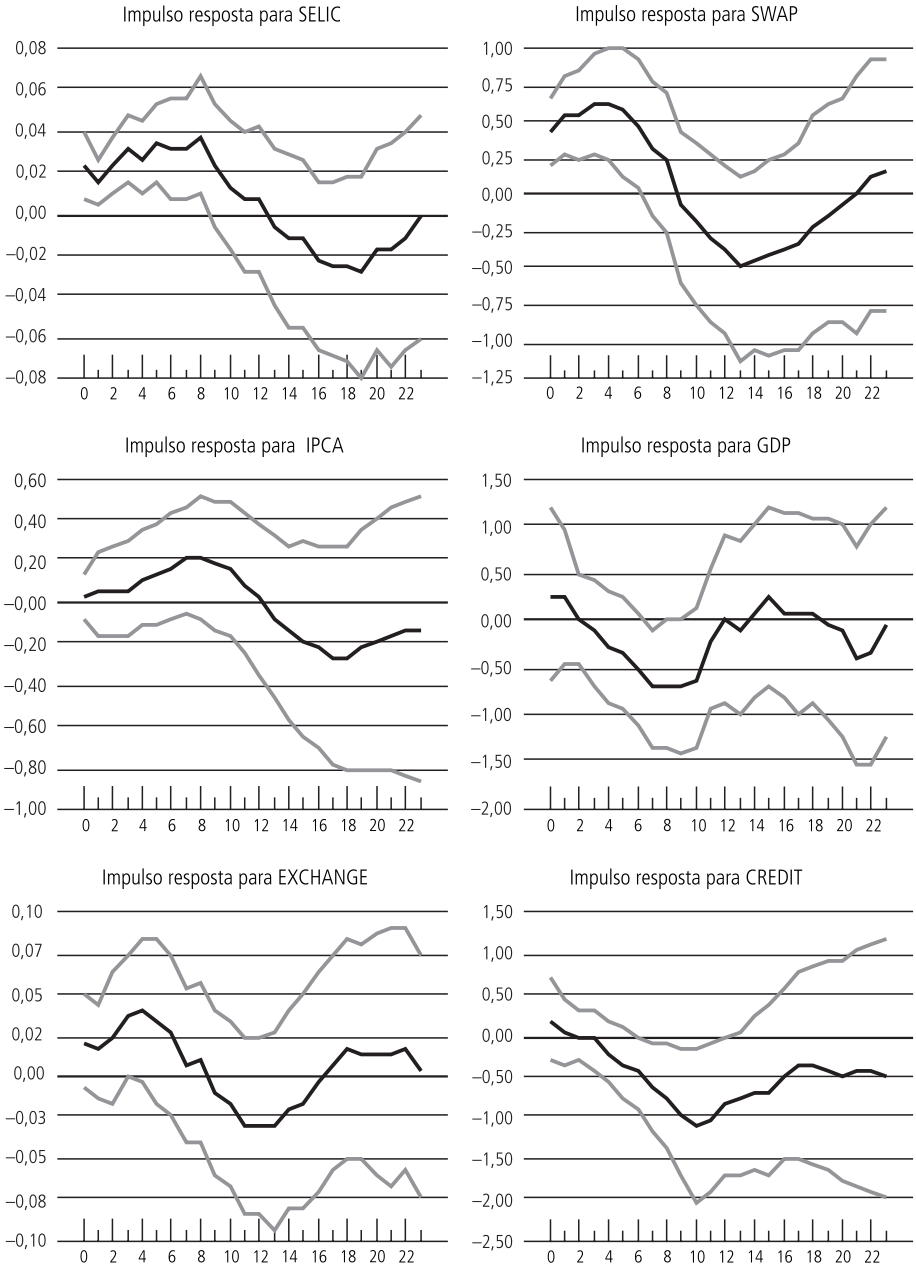
Restrição de sinal apenas na SELIC em $K = 2$



Fonte: Elaboração dos autores.

GRÁFICO D.2

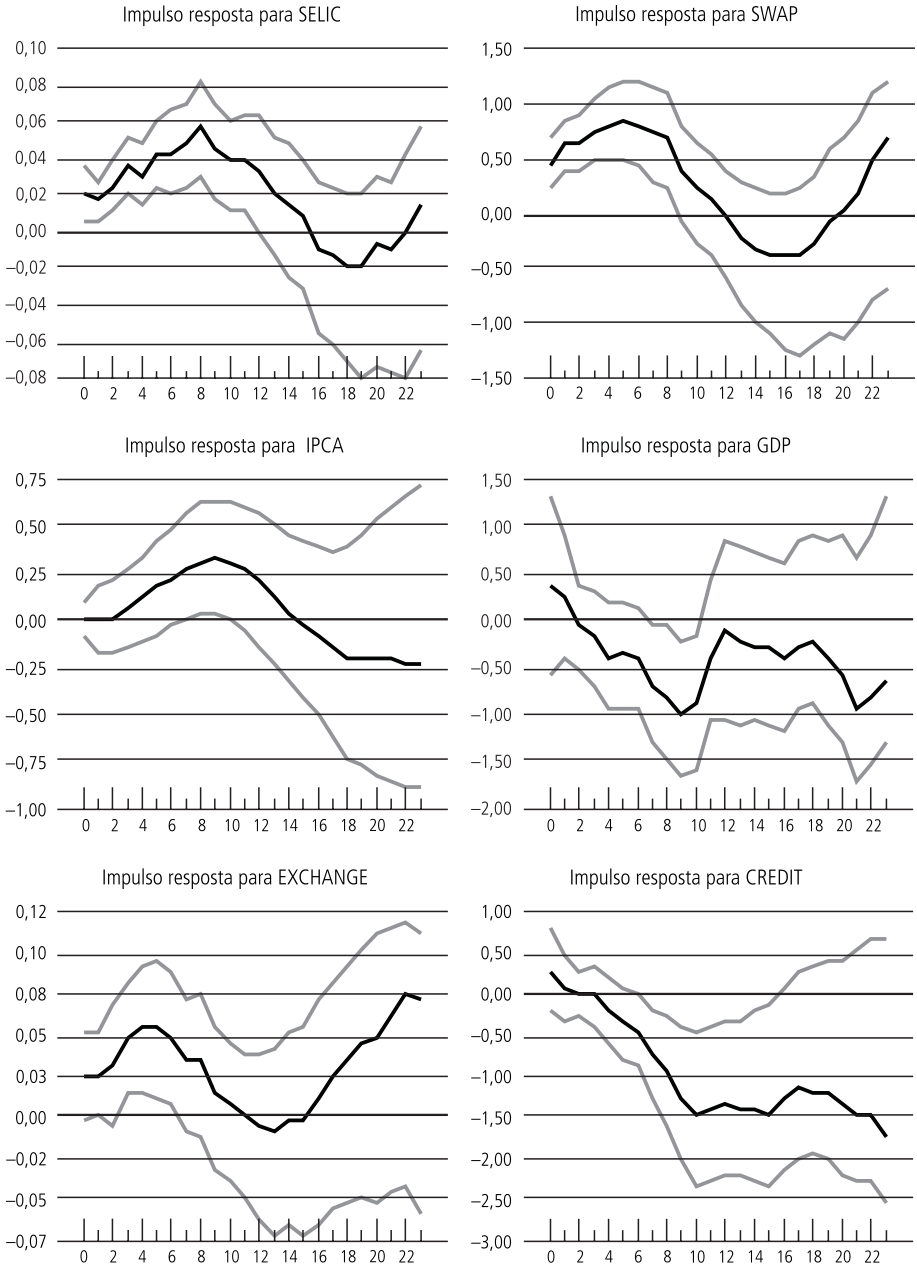
Restrição de sinal apenas na SELIC em *K*= 5



Fonte: Elaboração dos autores.

GRÁFICO D.3

Restrição de sinal apenas na SELIC em *K* = 11



Fonte: Elaboração dos autores.

OS EFEITOS DISTRIBUTIVOS DO SALÁRIO MÍNIMO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO NO PERÍODO 2002-2008: ENFOQUE A PARTIR DE DISTRIBUIÇÕES CONTRAFACTUAIS

Henrique Dantas Neder*
Rosana Ribeiro**

Este artigo investiga a contribuição do salário mínimo (SM) para o processo de desconcentração dos rendimentos do trabalho no período 2002-2008. Os microdados utilizados são oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Utilizou-se a metodologia de simulação proposta em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) a partir da estimativa de funções densidade Kernel contrafactuais, com algumas adaptações. Os resultados apontam que a contribuição relativa do SM atinge patamares razoáveis na decomposição direta ou inversa dos indicadores de desigualdade e atua de forma desconcentradora no período estudado. O efeito desconcentrador do SM revela-se mais intenso entre as mulheres.

1 INTRODUÇÃO

Em pleno século XXI, a desigualdade na distribuição de renda no Brasil segue em patamares elevados. Neste artigo, o interesse principal se refere à disparidade existente entre os rendimentos do trabalho. Esse recorte se justifica porque, no ano de 2005, em torno de 76% da renda total das famílias brasileiras foram provenientes da renda do trabalho (DEDECCA, 2006). Além do que, como aponta Dedecca, Jungbluth e Trovão (2008), no ano de 2005, os rendimentos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) representam somente 45% do Produto Interno Bruto (PIB). Isso revela que essa fonte tem uma limitação em sua capacidade de captar a renda interna disponível. Na verdade, os rendimentos predominantes nessa pesquisa são rendas do trabalho e da previdência, portanto, estudos baseados nessa base de dados se concentram nesses rendimentos.

Existe enorme controvérsia sobre as políticas distributivas mais eficazes. Algumas políticas atuam mais rapidamente sobre a dispersão dos rendimentos, como os programas de transferência de renda. Além disso, existem transformações, como aquelas que se referem às dimensões populacionais e das famílias, que contribuem para mudanças no quadro distributivo de um país. Ou seja, algumas ações têm impactos no curto prazo, enquanto os efeitos de algumas mudanças e políticas

* Professor-associado do Instituto de Economia (IE) da Universidade Federal de Uberlândia (UFU).

** Professora-associada do IE/UFU.

sobre a concentração dos rendimentos somente se verificam no longo prazo. Esse debate abarca inclusive o papel distributivo do salário mínimo (SM).

No período recente assiste-se, no Brasil, a uma valorização do SM. À guisa de ilustração, quando se compara o valor real do SM do mês de abril de 2002 e o de 2008, observa-se um aumento de 38% (Ipeadata). Alguns autores apontam a importância dessa valorização para o decréscimo nos indicadores de desigualdade do país no período recente (SALM, 2006; DEDECCA, 2006), enquanto outros, como Barros (2006), advogam que o Programa Bolsa Família (PBF) seria um instrumento mais efetivo para promover uma melhora distributiva, sobretudo no que se refere à cauda inferior da distribuição de renda. Cabe observar que muitas vezes essas divergências em relação à importância das políticas, transformações e instrumentos distributivos se devem à confusão existente acerca da temporalidade que envolve cada um deles.

O objetivo deste artigo é investigar a contribuição do SM para o processo de desconcentração dos rendimentos do trabalho no intervalo de 2002 a 2008. A amostra estudada contempla todos os trabalhadores que receberam renda com valor positivo e idade maior do que 15 anos e menor do que 71 anos. Além disso, o estudo se concentrou nas pessoas que trabalham semanalmente 40 horas ou mais. Os diversos indicadores apontam características e dinâmicas distintas para o mercado de trabalho urbano e rural. Posto isso, neste estudo optamos também por investigar os impactos do SM somente para os trabalhadores urbanos. No intuito de identificar efeitos regionais específicos da valorização do SM realizamos três recortes: Brasil geral, região Nordeste e região Sul. Essas regiões foram eleitas porque os nordestinos enfrentam os maiores indicadores de concentração de rendimento ao passo que os moradores do Sul têm os menores indicadores. Ademais, em nível das regiões geográficas, o Nordeste reúne a maior proporção de trabalhadores recebedores do SM enquanto o Sul registra o menor percentual. Os microdados utilizados são provenientes da PNAD/IBGE.

Utilizou-se a metodologia de simulação contrafactual proposta em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), designada a seguir como DFL (1996), com algumas adaptações. As variáveis causais consideradas neste estudo foram o SM, o grau de formalidade e os atributos pessoais. Os resultados das simulações para trabalhadores do gênero feminino e masculino apontaram que o SM teve impacto equalizador em ambos os casos, contudo o impacto referente às mulheres é mais acentuado.

O artigo está organizado em cinco seções, além desta introdução. A seção 2 corresponde a uma breve síntese da literatura nacional sobre os efeitos do SM após o Plano Real. A seção 3 apresenta a metodologia utilizada, sendo dividida em três subseções que tratam, em particular, dos impactos do grau de formalidade e atributos pessoais, do SM e da estimação das funções de densidade Kernel. A seção seguinte compreende a interpretação e discussão dos resultados encontrados a partir da aplicação da metodologia de simulação contrafactual. Por fim, as notas conclusivas.

2 OS IMPACTOS DISTRIBUTIVOS DO SM E A LITERATURA NACIONAL

Neste artigo, opta-se por analisar alguns estudos sobre os impactos distributivos do SM que incluíram também o período após o Plano Real. Um dos primeiros estudos que contemplou esses anos foi realizado por Azevedo e Silveira (2001), que afirmam que elegeram o método de experimento natural. Nas palavras dos autores, esse método exige uma diferenciação entre grupo de controle (não atingido pelas mudanças) e grupo de tratamento (atingido pelas mudanças). Os autores utilizaram os dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) da Região Metropolitana (RM) de Salvador, no período de dezembro de 1996 a novembro de 1999. Os valores monetários brutos dos rendimentos foram deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPC) para Salvador. As informações foram divididas em dois períodos, que corresponderam aos seis meses anteriores e posteriores às elevações do SM verificadas no mês de maio nos anos de 1997, 1998 e 1999. O grupo de controle corresponde aos dados do período anterior ao reajuste (dezembro a maio), enquanto o grupo de tratamento compreende as informações do período posterior (junho a novembro). Entretanto, os dados da PED não são longitudinais, portanto não se pode assegurar que os grupos de controle e tratamento tenham características similares, o que é recomendável nesse procedimento.

O cálculo do índice de Gini e Entropia (E (0)) – que é mais sensível às variações na cauda inferior da distribuição de renda –, antes e após a valorização do SM para os anos 1997 e 1998, considerando o rendimento dos ocupados, apresentou pequena flutuação em seus valores no período em que essa valorização foi relativamente mais elevada. Enquanto o cômputo desses indicadores para 1999 revelou uma elevação na concentração dos rendimentos após a elevação do SM. Esse ano teve relativamente a menor variação do SM, além do que se verificou uma elevação da taxa de participação e do desemprego. Os resultados desses índices, calculados com base na renda familiar, também apontaram trajetória similar aos resultados obtidos a partir dos rendimentos individuais.

Fajnzylber (2001), por sua vez, investiga os efeitos do SM sobre os rendimentos e o emprego dos trabalhadores, por meio dos dados longitudinais da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE no período de 1982 a 1997. O autor utilizou a metodologia desenvolvida por Neumark, Schweitzer e Wascher (2000), no intuito de mensurar os efeitos da variação do SM em diversas faixas de rendimentos, além de calcular os impactos correntes e defasados dessa variação. Essa metodologia foi utilizada para estimar os impactos do SM para trabalhadores formais, assalariados informais e trabalhadores por conta própria. Os resultados revelaram efeitos significativos do SM sobre os rendimentos individuais em toda a distribuição de renda dos trabalhadores formais e informais. A elasticidade de renda com relação ao SM teve valor unitário, no caso de indivíduos com rendimento próximo ao valor desse salário. Entretanto, entre as pessoas que recebem os maiores rendimentos, essa elasticidade atingiu valores menores.

Soares (2002) estudou os impactos distributivos do SM no período 1994-1999, por meio dos dados da PNAD e da PME. O autor utilizou três metodologias, sendo que na primeira abordagem se acompanha o mesmo indivíduo antes e após a elevação do SM, através dos dados longitudinais da PME. Na segunda abordagem, observa-se a renda média de cada centésimo do rendimento dois meses antes do aumento, no mês anterior e no mês posterior à elevação do SM. A terceira metodologia envolve o método de diferenças em diferenças temporais por centésimo, ao longo de 64 meses. Ou seja, o autor computa uma regressão tendo como variável dependente o logaritmo da renda média de cada centésimo, e como variáveis independentes o logaritmo do valor real do SM, o logaritmo do valor real da renda média geral e uma tendência temporal.

Os resultados da primeira abordagem são incongruentes, na medida em que, entre as 25 elasticidades calculadas, cinco são menores do que um e quatro menores que zero. Os cálculos da segunda e da terceira metodologias convergem na mesma direção: a elasticidade da renda em relação ao SM seria pequena (0,2), enquanto para os centésimos inferiores da distribuição de renda essa elasticidade atinge valor mais elevado (0,6), e para pessoas que se situam nos dois quintos superiores da distribuição de renda seu valor atinge zero. Segundo o autor, esses resultados revelam que o impacto redistributivo do SM é pequeno. Entretanto, uma elasticidade de renda em relação ao SM de 0,6 não é desprezível, sobretudo se consideramos que esse valor foi encontrado entre os menores rendimentos.

Firpo e Reis (2006) estudaram a importância da valorização do SM para queda de desigualdade dos rendimentos registrada no Brasil no período de 2001 a 2005. Os autores calcularam indicadores de desigualdade em 2001 e 2005 a partir de uma distribuição de rendimentos observada e de outra distribuição contrafactual sem o SM. Em cada ano, a contribuição do SM para a desigualdade é obtida pela diferença entre o indicador de desigualdade calculado por meio da distribuição observada e o indicador calculado via distribuição contrafactual dos rendimentos. Essa diferença fornece o impacto do SM para redução da desigualdade da renda entre esses dois anos. Os resultados revelam que o SM teria contribuído como 36% da redução do índice de Gini no período de 2001 a 2005. As contribuições estimadas segundo o índice de Theil-T e Theil-L seriam respectivamente 30% e 60%.

Menezes-Filho e Rodrigues (2009) analisaram como seria a distribuição salarial em 1988 se o SM fosse o mesmo que o observado em 1981. Os autores realizaram suas estimativas para os setores formal e informal da economia em separado e consideraram alguns fatores explicativos na decomposição dos índices de desigualdade como variações do SM real, mudança no grau de sindicalização, mudanças no nível de escolaridade dos trabalhadores, mudanças na distribuição das características individuais e mudanças residuais. A metodologia adotada segue

o estudo de DFL (1996). Ou seja, os autores utilizaram a mesma metodologia usada em nosso estudo.

Os dados são provenientes das PNADs e incluem em pessoas com idades de 18 a 65 anos. Os autores se restringem aos dados referentes às regiões Sul, Sudeste e Distrito Federal na medida em que essas regiões tinham o mesmo SM antes de 1984. A estratégia contrafactual revelou que se o SM tivesse sido maior que o observado em 1988, em consequência os índices de desigualdade da distribuição dos rendimentos teriam uma redução. A decomposição do índice de Gini, segundo as variáveis eleitas pelos autores, apontou que o SM explicaria 73% da variação desse índice para os homens e 123% para as mulheres. Todavia, os autores invertem a ordem da decomposição das variáveis e obtêm novos resultados que apontam uma redução de importância do SM. Na nova decomposição, esse salário explicaria 17% da variação do índice de Gini para os homens e 40% para as mulheres.

Enfim, os resultados dos trabalhos de Fajnzylber (2001) e Soares (2002) revelam um impacto distributivo do SM para as pessoas inseridas nos estratos de menor remuneração, enquanto o texto de Firpo e Reis (2006) ressalta a contribuição positiva do SM para desconcentração dos rendimentos entre 2001 e 2005. No intuito de investigar de forma mais acurada o impacto distributivo do SM no período recente, utilizamos em nosso estudo/nossa pesquisa uma metodologia inovadora, que é resumida a seguir.

3 CARACTERIZAÇÃO DOS RECEBEDORES DO SM NO PERÍODO RECENTE

Entre 2002 e 2008, o valor nominal do SM passou de R$ 200 para R$ 415, ao passo que seu valor real em preços correntes de 2002 também se elevou de R$ 200 para R$ 276, no mesmo período. Ou seja, o SM em termos reais teve uma variação de 38%.

Como se vê na tabela 1, a proporção de trabalhadores no Brasil que recebem 1 SM se revela praticamente inalterada entre 2002 e 2008: para as mulheres ou homens; residentes no interior ou na metrópole; moradores da região Sudeste, Sul e Centro-Oeste; e pessoas que têm de 0 a 10 anos de estudos ou 15 anos ou mais. No mesmo período, esse percentual se elevou para os indivíduos que têm de 11 a 14 anos de estudos; trabalham na administração pública ou no setor da educação, saúde e serviços sociais; residem no Nordeste; e aqueles que se inserem no mercado formal[1] de trabalho. A redução de recebedores de 1 SM se revela mais intensa entre os residentes na zona norte, trabalhadores da atividade agrícola ou atividade mal definida e os trabalhadores informais.

1. Nesta seção, mercado formal de trabalho compreende os assalariados com carteira assinada, funcionários públicos e militares, enquanto o setor informal se refere aos assalariados sem carteira assinada, trabalhadores por conta própria e sem remuneração.

TABELA 1

Distribuição dos ocupados recebedores de 1 SM, residentes na zona urbana, jornada de trabalho igual ou superior a 40 horas semanais e idade de 16 a 70 anos segundo características pessoais, locacionais, ramo de atividade e mercado formal – 2002 e 2008

(Em %)

Características dos trabalhadores	2002			2008		
	Brasil	Região Nordeste	Região Sul	Brasil	Região Nordeste	Região Sul
Gênero						
Masculino	9	18	6	9	20	5
Feminino	15	25	11	16	27	10
Faixas de anos de estudos						
0 a 7 anos	16	23	11	16	23	11
8 a 10	13	23	9	14	24	8
11 a 14	7	16	4	10	23	5
15	1	2	1	1	4	1
Área censitária						
Metrópole	8	19	5	9	22	5
Interior	14	21	9	13	22	7
Região geográfica						
Norte	18			16		
Nordeste	20			22		
Sudeste	8			9		
Sul	8			7		
Centro-Oeste	13			13		
Setor de atividade econômica						
Agrícola	17	16	14	13	15	9
Atividades industriais	6	12	3	6	12	5
Indústria de transformação	9	23	5	10	28	6
Construção	11	19	9	9	17	4
Comércio e reparação	11	19	6	12	21	6
Alojamento e alimentação	14	24	8	14	22	9
Transporte, armazenagem e comunicação	5	11	2	5	11	3
Administração pública	9	23	4	12	26	6
Educação, saúde e serviços sociais	9	22	6	12	26	5
Serviços domésticos	31	34	29	30	33	27
Serviços coletivos, sociais e pessoais	13	20	11	12	22	6
Outras atividades	6	17	5	9	23	6
Atividades mal definidas	18	15	25	14	18	6
Mercado de trabalho						
Formal	9	24	5	13	32	7
Informal	15	19	12	11	15	8

Fonte: PNADs/IBGE.

Focalizando a região Nordeste, observa-se que prevalece um movimento de elevação no percentual de recebedores do SM entre homens e mulheres, pessoas com mais de 11 anos de estudo, residentes na metrópole, trabalhadores do mercado formal e aqueles ocupados na indústria de transformação, comércio e reparação, administração pública, educação e saúde e serviços sociais, serviços coletivos, outras atividades e atividades mal remuneradas. Por outro lado, a proporção de recebedores do SM se reduz no caso de trabalhadores do mercado informal de trabalho e daqueles ocupados no setor de construção ou de alojamento e alimentação. Nos demais setores da atividade econômica e grupos de anos de estudos esse percentual se manteve estável. Na região Sul prevalece uma relativa estabilidade no percentual de trabalhadores que recebem 1 SM de 2002 a 2008. Nota-se uma redução nesse percentual entre os moradores do interior, os trabalhadores do mercado informal e aqueles inseridos na atividade agrícola, construção, serviços domésticos, atividades mal definidas e serviços coletivos, sociais e pessoais. Existe uma elevação na proporção dos recebedores do SM que trabalham no mercado formal, indústria de transformação e administração pública.

Em resumo, no caso dos trabalhadores brasileiros e dos sulistas prevalece um movimento de relativa estabilidade na proporção dos recebedores do SM de 2002 a 2008, ao passo que entre os trabalhadores nordestinos observa-se uma elevação nessa proporção segundo as variáveis estudadas. Além do que nos diversos recortes geográficos se elevou o percentual de recebedores do SM inseridos no mercado formal de trabalho e se reduziu entre os informais.

4 METODOLOGIA

Neste trabalho seguimos estritamente a metodologia proposta em DFL (1996).[2] Esses autores consideram um vetor de observações individuais (w,z,t), sendo w o valor do salário, z um vetor de atributos individuais e t o tempo. Cada observação individual pertence a uma distribuição conjunta $F(w,z,t)$ de salários, atributos individuais e datas. $F(w,z|t)$ é a distribuição condicional de w e z em um ponto do tempo. Essa distribuição pode também depender de algumas características distributivas como o SM (m_t).

A densidade de salários em um ponto do tempo $f_t(w)$ pode ser escrita como a integral da densidade de salários condicionada a um conjunto de atributos individuais e ao tempo t_w, sendo expressa como $f(w|z,t_w;m_t)$, sobre a distribuição de atributos individuais $F(z|t_z)$ na data t_z:[3]

2. Todos os procedimentos descritos a seguir foram implementados no *software Stata*. As rotinas utilizadas estão no apêndice disponível no *site* da PPE na internet: <http://ppe.ipea.gov.br>

3. Observa-se, na exposição metodológica em sequência, basicamente a descrição apresentada em DFL (1996).

$$f_t(w) = \int_{z \in \Omega_z} dF(w,z \mid t_{w,z} = t; m_t) = \int_{z \in \Omega_z} f(w \mid z, t_w = t; m_t) dF(z \mid t_z = t) = \\ = f(w; t_w = t, t_z = t, m_t) \quad (1)$$

onde Ω_z é o domínio de definição dos atributos individuais.

De acordo com DFL (1996), para a estimação das funções de densidade contrafactuais, é necessária a combinação de diferentes períodos do tempo. A última linha da equação (1) tem como objetivo preencher essas condições ao introduzir a notação que leva em conta essa combinação. À guisa de exemplo,

$f(w; t_w = 2002, t_z = 2002, m_{2002})$ é a função densidade efetiva de salários em 2002; e $f(w; t_w = 2002, t_z = 2008, m_{2002})$ é a função densidade (contrafactual) que prevaleceria em 2002 se a distribuição dos atributos individuais fosse a mesma de 2008.

No intuito de estimar a função de densidade contrafactual anterior, considera-se a hipótese de que a estrutura de salários de 2002 (representada por $f(w; t_w = 2002, t_z = 2002, m_{2002})$) não depende da distribuição de atributos. Nesse caso, a densidade contractual $f(w; t_w = 2002, t_z = 2008, m_{2002})$ é:

$$f(w; t_w = 2002, t_z = 2008, m_{2002}) = \int f(w \mid z, t_w = 2002, m_{2002}) dF(z \mid t_z = 2008) = \\ = \int f(w \mid z, t_w = 2002, m_{2002}) \psi_z(z) dF(z \mid t_z = 2002) \quad (2)$$

O termo $\psi_z(z)$ é a função de "reponderação" definida como:

$$\psi_z(z) = dF(z \mid t_z = 2008) / dF(z \mid t_z = 2002)^4 \quad (3)$$

e

$$\hat{f}(w; t_w = 2002, t_z = 2008, m_{2002}) = \sum_{i \in S_{2002}} \frac{\theta_i}{h} \hat{\psi}_z(z) K\left(\frac{w - W_i}{h}\right) \quad (4)$$

O termo h é o parâmetro que regula o grau de suavidade de uma densidade Kernel. Esse parâmetro é denominado janela ou *bandwidth*.

4. Esta expressão é uma relação de probabilidade em cada ponto z de 2002, relativo a 2008. Dessa forma, $\psi_z(z)$ repondera a densidade de 2008 de forma que observações que são mais relativamente prováveis em 2002 que em 2008 têm pesos mais elevados e as demais, pesos menos elevados.

A diferença entre a função densidade efetiva de 2002 e a função densidade contrafactual corresponde ao efeito das mudanças[5] na distribuição dos atributos dos trabalhadores. Em seguida, detalha-se a metodologia utilizada na identificação da contribuição de cada fator (SM, grau de formalidade e atributos) nos indicadores de desigualdade.

4.1 Efeitos das mudanças no grau de formalidade do mercado de trabalho e outros atributos

O conjunto de atributos individuais z consiste do *status* de formalização[6] da ocupação u (representado por uma variável *dummy*) e um vetor x de atributos que inclui experiência,[7] escolaridade, raça, grupos ocupacionais e ramos da atividade econômica.[8] Em uma linguagem algébrica, a distribuição dos atributos $F(z|t_z = t)$ é igual ao produto de $F(u|x,t_{u|x} = t)$ e $F(x|t_x = t)$.

A função densidade dos salários em 2002 é definida a partir da equação (1). Ou seja, essa equação corresponde a:

$$\begin{aligned} & f(w;t_w = 2002, t_{u|x} = 2002, t_x = 2002, m_{2002}) = \\ & = \iint f(w \mid u, x, t_w = 2002; m_{2002}) dF(u \mid x, t_{u|x} = 2002) dF(x \mid t_x = 2002) \end{aligned} \tag{5}$$

O primeiro passo na estimação da função densidade contrafactual corresponde à construção da função densidade de salários que teria prevalecido em 2002 se os graus de formalidade e informalidade, mas não os outros atributos, tivessem o mesmo nível de 2008.[9] A partir desse objetivo, introduz-se uma hipótese adicional em que a função densidade condicional $f(w|u,x,t_w; m_t)$ não depende do grau de formalidade e informalidade. Assim, calcula-se a função densidade que prevaleceria

5. Neste trabalho, ao contrário do estudo de DFL (1996), estimamos as funções densidade no início do período em vez de no final dele. Adotamos essa alternativa no intuito de compatibilizar nosso estudo com a metodologia dos autores que estimam as mudanças distributivas num período de redução do SM quando se considera o valor do SM de determinado período em que seu valor foi mais elevado. Entendemos que, em termos do uso dessa técnica de decomposição, esse procedimento se revela correto porque estamos determinando as distribuições contrafactuais em 2002 na hipótese de que determinadas condições vigentes em 2008 fossem trazidas (recuadas no tempo) para essa data inicial.

6. O mercado formal de trabalho compreende os assalariados com carteira assinada, trabalhadoras domésticas com carteira assinada, militares e funcionários públicos. Enquanto o mercado informal inclui os assalariados e trabalhadores domésticos sem carteira assinada, autônomos e trabalhadores sem remuneração.

7. A variável experiência corresponde à diferença entre a idade do trabalhador e a idade em que esse trabalhador começou a trabalhar. Essas informações estão disponíveis nos microdados da PNAD.

8. No vetor de atributos x não é incluída a variável nominal posição na ocupação, pois esta já é utilizada para obter a variável *dummy* que representa o *status* de formalização u.

9. O texto de DFL (1996) investigou o impacto da variável sindicalização sobre os indicadores de desigualdade, porém em nosso mercado de trabalho os ganhos auferidos na negociação coletiva são repassados para todos os trabalhadores, independentemente da sindicalização. Diante disso, optou-se por substituir essa variável pelo grau de formalidade ou informalidade do mercado de trabalho, na medida em que esses mercados têm determinantes dos rendimentos distintos.

em 2002 se os graus de formalidade e informalidade fossem os mesmos registrados no ano de 2008, embora os demais atributos permanecessem nos níveis de 2002. Essa função é na verdade uma versão reponderada da função densidade de 2002:

$$\begin{aligned} & f(w;t_w = 2002, t_{u|x} = 2008, t_x = 2002, m_{2002}) = \\ & = \iint f(w \mid u, x, t_w = 2002; m_{2002}) dF(u \mid x, t_{u|x} = 2008) dF(x \mid t_x = 2002) = \\ & = \iint f(w \mid u, x, t_w = 2002; m_{2002}) \psi_{u|x}(u,x) dF(x \mid t_{u|x} = 2002) dF(x \mid t_x = 2002) \end{aligned} \tag{6}$$

O termo $\psi_{u|x}(u,x)$ é uma função reponderada e definida como:

$$\begin{aligned} & \psi_{u|x}(u,x) = dF(u \mid x, t_{u|x} = 2008) / dF(u \mid x, t_{u|x} = 2002) = \\ & = u.\frac{\Pr(u=1 \mid x, t_{u|x} = 2008)}{\Pr(u=1 \mid x, t_{u|x} = 2002)} + [1-u]\frac{\Pr(u=0 \mid x, t_{u|x} = 2008)}{\Pr(u=0 \mid x, t_{u|x} = 2002)} \end{aligned} \tag{7}$$

A última parte da equação (7) é obtida considerando que o *status* de formalidade u toma somente os valores de zero (setor informal) e 1 (setor formal), e portanto, $dF(u \mid x, t_{u|x}) = u\Pr(u=1|x, t_{u|x}) + [1-u]\Pr(u=0 \mid x, t_{u|x})$.

A função de reponderação $\psi_{u|x}(u,x)$ pode ser estimada por meio da razão entre as probabilidades condicionais $\Pr(u = 1|x, t_{u|x})$ estimadas para $t_{u|x} = 2008$ e 2002 para as observações que fazem parte do setor formal e por meio da razão entre as probabilidades condicionais $\Pr(u = 0|x, t_{u|x})$ estimadas para $t_{u|x} = 2008$ e 2002. O modelo padrão para estimar essa probabilidade é o modelo *probit*[10] qual seja:

$$\Pr(u = 1 \mid x, t_{u|x} = t) = \Pr(\varepsilon > -\beta_i^{'} H(x)) = 1 - \Phi(-\beta_i^{'} H(x)) \tag{8}$$

onde $\Phi(.)$ é a distribuição normal cumulativa e $H(x)$ é um vetor de variáveis independentes, que é uma função de x (o vetor de atributos individuais) e pode ser tratado como um polinômio de baixa ordem em x.[11]

Para levar em consideração a influência dos demais atributos (vetor x), vamos considerar a densidade de salários que teria prevalecido em 2002 se a distribuição de u e x fossem as mesmas de 2008:

10. A adequação do ajuste das estimações *probit* foi avaliada por estatísticas que se referem ao poder preditivo dos modelos. O comportamento dessas estatísticas revelou-se mais favorável nos modelos estimados para amostras regionais. O percentual de casos preditos corretamente variou de 67% a 75%. Por outro lado, os valores da sensibilidade dos modelos (capacidade de predizer uma observação como positiva dado que ela é efetivamente positiva) variaram 57% a 96% (ver tabelas A.1 a A.6 no apêndice A).

11. O vetor x de atributos individuais é constituído das seguintes variáveis: número de anos de estudo, experiência (idade da pessoa menos idade em que começou a trabalhar), experiência ao quadrado, 12 *dummies* de ramos de atividade, 9 *dummies* de grupos ocupacionais, 1 *dummy* de cor (não branca), 26 *dummies* de Unidades da Federação (UFs) e 1 *dummy* de área censitária (região não metropolitana).

$$f(w;t_w = 2002;t_{u|x} = 2008,t_x = 2008,m_{2002}) =$$
$$= \iint f(w \mid u,x,t_w = 2002;m_{2002})dF(u \mid x,t_{u|x} = 2008)dF(x \mid t_x = 2008) = \quad (9)$$
$$= \iint f(w|u,x,t_w = 2002;m_{2002})\psi_{u|x}(u,x)dF(u|x,t_{u|x} = 2002)\psi_x(x)dF(x|t_x = 2002)$$

onde $\psi_x(x) = dF(x|t_x = 2008)/dF(x|t_x = 2002)$. Aplicando a regra de Bayes,[12] esta relação pode ser escrita como:

$$\psi_x(x) = \frac{\Pr(t_x = 2008 \mid x)}{\Pr(t_x = 2002 \mid x)} \cdot \frac{\Pr(t_x = 2002)}{\Pr(t_x = 2008)} \quad (10)$$

A probabilidade condicional de estar no período *t*, dados os atributos individuais *x*, pode ser estimada por meio de um modelo *probit* tal como definido abaixo:

$$\Pr(t_x = t \mid x) = \Pr(\varepsilon > -\beta_i^{'} H(x)) = 1 - \Phi(-\beta_i^{'} H(x)) \quad (11)$$

As probabilidades não condicionais $\Pr(t_x = 2002)$ e $\Pr(t_x = 2008)$ podem ser facilmente calculadas como o número total de observações de cada ano em relação ao número total de observações para os dois. Nesses cálculos utilizam-se os pesos de amostragem para pessoas, disponíveis nos CDs das PNADs.

4.2 Efeitos das mudanças no SM

No presente estudo, utilizam-se as mesmas hipóteses adotadas por DFL (1996), porém adaptadas ao mercado de trabalho brasileiro.

Hipótese 1: O SM não tem efeitos de *spillover* na distribuição de salários acima do SM. No caso de dois valores m_0 e m_1 ($m_0 \leq m_1$) de SM, as funções densidades condicionais $f(w|z,t_w,m_0)$ e $f(w|z,t_w,m_1)$ são as mesmas para salários acima do maior valor de SM (m_1).

A adoção dessa hipótese para o caso brasileiro não se revela inadequada na medida em que vários estudos apontaram que o efeito transbordamento do SM sobre os demais rendimentos no mercado de trabalho é limitado. Fajnzylber (2001) constatou que os efeitos do SM se concentram nos menores rendimentos.

12. Dados dois eventos A e B, então $P(A|B) = P(B|A) \times \frac{P(A)}{P(B)}$. Portanto, transpondo para o presente caso,

$$\psi_x(x) = \frac{\Pr(x \mid t_x = 2008)}{\Pr(x \mid t_x = 2002)} = \frac{\Pr(t_x = 2008 \mid x) \times \frac{P(x)}{P(t_x = 2008)}}{\Pr(t_x = 2002 \mid x) \times \frac{P(x)}{P(t_x = 2002)}} = \frac{\Pr(t_x = 2008 \mid x) \times P(t_x = 2002)}{\Pr(t_x = 2002 \mid x) \times P(t_x = 2008)}.$$

Por outro lado, Lemos (2003) apontou que os efeitos positivos do SM são mais pronunciados nos decis inferiores da distribuição de rendimentos.

No Brasil constata-se uma elevação do valor real do SM no período analisado, entre 2002 e 2008, porém, na economia americana, no período estudado por DFL (1996), verificou-se uma desvalorização real desse salário. Neste trabalho, o valor de m_1 corresponde ao valor real do SM no ano de 2008, e m_0 ao valor do mínimo em 2002. Vale observar que essa hipótese 1 é conservadora na medida em que, se permitirmos efeitos de *spillover* nos salários acima do valor do SM – mas abaixo da média e mediana –, os impactos da valorização do SM seriam ainda maiores. A notação algébrica dessa hipótese se expressa por meio da equação abaixo:

$$[1 - I(w \leq m_1)]f(w \mid z, t_w, m_0) = [1 - I(w \leq m_1)]f(w \mid z, t_w, m_1) \tag{12}$$

Focalizando o caso brasileiro, essa equação seria definida como:

$$[1 - I(w \leq m_{2008})]f(w \mid z, t_w, m_{2002}) = [1 - I(w \leq m_{2008})]f(w \mid z, t_w, m_{2008})$$

onde $I(.)$ é uma função indicadora que vale 1 se o seu argumento (a condição entre parênteses) for verdadeiro e zero, em caso contrário.

Hipótese 2: A forma da densidade condicional dos salários reais abaixo e no valor do SM depende somente do valor (real) do SM. Quando se consideram dois anos, t_0 e t_1, e dois valores do SM m_0 e m_1 ($m_0 \leq m_1$), a forma da densidade condicional $f(w|z,t_0,m_1)$ que prevaleceria em t_0 se m_0 se elevasse para m_1 é proporcional à forma da função densidade condicional $f(w|z,t_1,m_1)$ para os salários abaixo ou iguais ao maior valor de SM (m_1).

Em particular para o Brasil, assume-se que para valores iguais ou abaixo do SM de 2008, ou seja, para w tal que $I(w \leq m_{2008}) = 1$, a função densidade de salários que prevaleceria em 2002 se o SM fosse elevado ao seu nível de 2008 é proporcional à função densidade condicional de salários em 2008:

$$\begin{aligned} &I(w \leq m_{2008})f(w \mid z, t_w = 2008, m_{2008}) = \\ &= \psi_w(z, m_{2008})I(w \leq m_{2008})f(w \mid z, t_w = 2002, m_{2008}) \end{aligned} \tag{13}$$

onde $\psi_w(z, m_{2008})$ é uma função de reponderada, definida adiante.

Hipótese 3: O SM não tem efeito na probabilidade de se obter uma ocupação.

O estudo de Card e Krueger (1994) evidenciou que em determinados contextos uma elevação do SM pode ter efeitos positivos sobre o emprego. Essa constatação estabeleceu uma dificuldade para os modelos convencionais que somente admitiam um efeito negativo da variação do SM sobre o emprego. Rebtzer e Taylor (1995) desenvolveram uma abordagem teórica baseada no modelo de salário-eficiência que admitia resultados positivos do SM sobre o emprego. Noutras palavras, resultados empíricos da literatura internacional desafiam a sustentação da previsão do modelo de concorrência perfeita que estabelece que a fixação do SM tem um impacto negativo sobre o emprego. Assim, a terceira hipótese encontra sustentação em pesquisas realizadas em mercados de trabalho de outros países.

Diversos estudos no Brasil buscam estimar os impactos do SM sobre o emprego, no entanto, como alerta Ulyssea e Foguel (2006) é preciso utilizar alguma metodologia que permita realizar comparações entre o grupo afetado pela alteração desse salário e um grupo de controle no intuito de evitar a estimação de correlações parciais entre emprego e SM. Os resultados de alguns trabalhos apoiados nessa metodologia apontam efeitos significativos e negativos do SM sobre o emprego, enquanto outros indicam impactos nulos. À guisa de ilustração, o trabalho de Foguel (1998) utiliza o grupo de controle em sua interpretação dos efeitos do SM sobre o emprego. Além disso, o autor verifica o impacto sobre outras variáveis como taxa de participação. O autor usa o método das diferenças em diferenças e os dados da PME do período de 1982 a 1987. Os resultados econométricos apontaram que uma elevação de 10% no SM resulta numa elevação da taxa de desemprego em 0,56%.

Fajnzylber (2001) investigou os efeitos do SM sobre ocupados segundo posição na ocupação. O autor realiza uma análise contrafactual do que se verificaria se o SM não tivesse se elevado. As elasticidades-emprego calculadas apontaram que no caso dos assalariados com carteira de trabalho assinada recebedores de no máximo 0,9% do SM, a elasticidade emprego-salário corresponde a –0,9% ao passo que para aqueles que recebem entre 0,9% e 1,1% desse salário tais elasticidades alcançam –1,1%. Focalizando os assalariados sem carteira e os trabalhadores por conta própria, as elasticidades emprego-salário estimadas para as mesmas faixas de rendimentos correspondem a –0,35% e –0,25% para assalariados sem carteira, enquanto para os autônomos os valores são –034% e –0,29%. A variação do emprego resultante de uma mudança no SM se revela menor entre os trabalhadores do mercado formal, embora as elasticidades calculadas não sejam elevadas para os trabalhadores com carteira e autônomos.

Soares (2005) estuda os impactos do SM sobre as transições do emprego formal para o informal e seus efeitos sobre as probabilidades de transição do emprego formal e informal para a situação de desemprego ou inatividade. O autor

utiliza os dois períodos, quais sejam, 1982 a 1986 e 1995 a 1999, e se baseia nos dados da PME e na metodologia das diferenças por diferenças. No curto prazo, os efeitos sobre as probabilidades de transição seriam nulos ou seriam significativos em alguns anos ao final dos anos 1990. Além do que, os resultados se alteram segundo o período estudado e são, portanto, inconclusivos.

Lemos (2005) investiga os efeitos do SM sobre salários, emprego e preços e utiliza dados provenientes da PME e da Pesquisa Industrial Mensal (PIM) para o período de 1982 a 2000. A autora utiliza diversas equações e, em particular, na estimativa dos efeitos do SM sobre o emprego, se pode decompor o impacto sobre horas de trabalho e nível de emprego. Os resultados apontaram que o coeficiente da taxa de desemprego se mostra negativo e significativo para o mês do reajuste do SM e o subsequente, embora uma elevação de 10% nesse salário provoque uma queda de 0,2% do emprego no longo prazo. Lemos (2005) conclui que nesse período os efeitos são mais intensos sobre as variáveis nominais enquanto as variáveis reais (emprego) praticamente não se alteram.[13]

Para construir a função densidade contrafactual em 2002, sob a hipótese de vigência do SM em seu nível mais elevado de 2008, seleciona-se parte da função densidade de 2002 acima do SM de 2008 (m_{2008}) e parte da função densidade de 2008 que corresponde ao valor exato do SM em 2008, bem como os valores inferiores a esse valor. Outro procedimento adotado é que se pré-multiplica a função densidade de 2008 por uma função de reponderação $\psi_w(z, m_{2008})$ para assegurar que a integral definida total da função obtida seja igual a 1. Em linguagem algébrica, essas operações correspondem à equação abaixo:[14]

$$\begin{aligned} f(w \mid z, t_w = 2002; m_{2008}) &= I(w \le m_{2008})\psi_w(z, m_{2008}) f(w \mid t_w = 2008; m_{2008}) \\ &+ [1 - I(w \le m_{2008})] f(w \mid z, t_w = 2002; m_{2002}) \end{aligned} \tag{14}$$

onde:

13. Um dos problemas da metodologia do estudo de DFL (1996) é que se trata de uma abordagem de equilíbrio parcial aplicada a um problema de equilíbrio geral. Os autores acentuam tal aspecto ao comentar que a densidade contrafactual é a densidade que prevaleceria se os atributos individuais tivessem permanecido em seus níveis de 1979 e se os trabalhadores tivessem sido pagos de acordo com o perfil salarial observado em 1988. Além disso, a aplicação da técnica considera que as instituições do mercado de trabalho são exógenas; assim adota-se uma hipótese limitadora. Outro aspecto interessante é que a transformação de reponderação usando o modelo *probit* é paramétrica, já que esse modelo assume uma forma funcional. Contudo, a metodologia como um todo é considerada semiparamétrica porque trata a distribuição dos salários como um todo, apesar dessa "restrição" paramétrica (AUTOR, 2009).

14. No intuito de assegurar que a área da integral estimada a partir da função densidade contrafactual seja 1, na medida em que a função densidade acima do valor do SM de 2002 corresponde à função densidade de 2008, se revela necessário que a área da função densidade reponderada de 2008 seja igual à área da função densidade efetiva de 2002 (ambas abaixo do mínimo de 2008). Para isso, os pesos devem ser multiplicados pelo fator dado na equação (15) que corresponde à relação entre as áreas das duas funções densidade. Essa solução encontrada por DFL (1996) se mostra bastante inteligente porque garante que a função densidade contrafactual integre 1 em suas duas partes, conservando a mesma massa de probabilidade.

$$\psi_w(z, m_{2008}) = \frac{\Pr(w \le m_{2008} \mid z, t_w = 2002)}{\Pr(w \le m_{2008} \mid z, t_w = 2008)} \tag{15}$$

Para obter o efeito do SM sobre a distribuição total de salários em 2002, integra-se a densidade condicional na equação (14) sobre a densidade de atributos:

$$\begin{aligned}
&f(w; t_w = 2002; t_z = 2002; m_{2008}) = \\
&= \int f(w \mid z, t_w = 2002; m_{2008}) dF(z \mid t_z = 2002) = \\
&= \int I(w \le m_{2008}) \psi_w(z, m_{2008}) f(w \mid z, t_w = 2008; m_{2008}) dF(z \mid t_z = 2002) + \\
&+ [1 - I(w \le m_{2008})] f(w \mid z, t_w = 2002; m_{2002}) dF(z \mid t_z = 2002) = \\
&= \int I(w \le m_{2008}) \psi_w(z, m_{2008}) f(w \mid z, t_w = 2008; m_{2008}) \psi_z(z)^{-1} dF(z \mid t_z = 2008) + \\
&+ [1 - I(w \le m_{2008})] f(w \mid z, t_w = 2002; m_{2002}) dF(z \mid t_z = 2002)
\end{aligned} \tag{16}$$

O termo $\psi_w(z, m_{2008})$ é definido na equação (15) e o termo $\psi_z(z)^{-1}$ segue definido logo abaixo:

$$\psi_z(z)^{-1} = \frac{\Pr(t_w = 2002 \mid z, w \le m_{2008})}{\Pr(t_w = 2008 \mid z, w \le m_{2008})} \cdot \frac{\Pr(t_z = 2008)}{\Pr(t_z = 2002)} \tag{17}$$

Após a aplicação da regra de Bayes, o produto das funções de reponderação pode ser simplificado e definido pela seguinte equação:

$$\begin{aligned}
\psi(z, m_{2008}) &= \psi_w(z, m_{2008}) . \psi_z(z)^{-1} = \\
&= \frac{\Pr(t_w = 2002 \mid z, w \le m_{2008})}{\Pr(t_w = 2008 \mid z, w \le m_{2008})} \cdot \frac{\Pr(t_z = 2008)}{\Pr(t_z = 2002)}
\end{aligned} \tag{18}$$

O cálculo da probabilidade de estar na data *t*, dados certos atributos individuais *z* e um salário abaixo do SM de 2008, é obtido por meio do modelo *probit* assim definido:

$$\Pr(t_w = t \mid z, w \le 2008) = \Pr(\varepsilon > -\beta' H(z)) = 1 - \Phi(-\beta' H(z)) \tag{19}$$

O quadro 1 resume o sistema de reponderação utilizado na determinação das funções de densidade contrafactuais. No interior do quadro estão os pesos que foram definidos a partir das equações (7), (10) e (18).

QUADRO 1
Sistema de ponderação utilizado na decomposição das funções de densidade de Kernel para a estimação das funções de densidade contrafactuais na ordem primária e reversa

Ordem primária: densidades contrafactuais $f(w, t_w, t_u \mid x, t_x, m_t)$ ano/	(1) SM $t_w = 2002$, $t_{u/x} = 2002$, $t_x = 2002$, $m_t = 2008$	(2) (1) + informal $t_w = 2002$, $t_{u/x} = 2008$, $t_x = 2002$, $m_t = 2008$	(3) (2) + características individuais $t_w = 2002$, $t_{u/x} = 2008$, $t_x = 2008$, $m_t = 2008$
2002 $w \leq m_{2008}$	0	0	0
2002 $w > m_{2008}$	1	$\Psi_{x/u}$	$\Psi_{u/x}\Psi_x$
2008 $w \leq m_{2008}$	Ψ	$\Psi\,\Psi_{u/x}$	$\Psi\,\Psi_{u/x}\Psi_x$
2008 $w > m_{2008}$	0	0	0
Ordem reversa: densidades contrafactuais $f(w, t_w, t_{x\|u}, t_u, m_t)$ ano/	(1) Características individuais $t_w = 2002$, $t_{x/u} = 2008$, $t_u = 2002$, $m_t = 2002$	(2) (1) + informal $t_w = 2002$, $t_{x\|u} = 2008$, $t_x = 2008$, $m_t = 2002$	(3) (2) + SM $t_w = 2002$, $t_{x/u} = 2008$, $t_x = 2008$, $m_t = 2008$
2002 $w \leq m_{2008}$	$\Psi_{x/u}$	$\Psi_{x/u}\Psi_u$	0
2002 $w > m_{2008}$	$\Psi_{x/u}$	$\Psi_{x/u}\Psi_u$	$\Psi_{x/u}\Psi_u$
2008 $w \leq m_{2008}$	0	0	$\Psi_{x/u}\Psi_u\Psi$
2008 $w > m_{2008}$	0	0	0

Fonte: Elaboração própria.

Para realizar a decomposição na ordem reversa, funções de ponderação diferentes são utilizadas. As funções de ponderação $\Psi_{x|u}$ e Ψ_x são usadas porque o efeito dos atributos individuais é considerado antes dos efeitos da distribuição setor formal – setor informal.

$$\Psi_u(u) = \frac{dF(u \mid t_u = 2002)}{dF(u \mid t_u = 2008)} = \frac{\Pr(t_u = 2002 \mid u)}{\Pr(t_u = 2008 \mid u)} \times \frac{\Pr(t_u = 2008)}{\Pr(t_u = 2002)} \tag{20}$$

Para estimar $\Psi_{x|u}$ utilize-se a expressão – conforme DFL (1996):

$$\hat{\Psi}_{x|u}(u, x) = \hat{\Psi}_{u|x}(u, x)\hat{\Psi}_x(x) / \hat{\Psi}_u(u) \tag{21}$$

4.3 Estimação das funções de densidade Kernel e outros procedimentos

Outro procedimento empírico importante utilizado é a estimação das funções de densidade Kernel, com base nas estimações de probabilidades descritas na subseção anterior. Isso se deve ao uso de ponderações utilizadas nas etapas anteriores que se baseiam nessa função e também na necessidade de calcular essa função para que se possa obter os indicadores de desigualdade dos rendimentos, sobretudo para funções contrafactuais. Funções de densidade Kernel com ponderação foram utilizadas nas estimativas em nosso estudo.[15] A função de densidade Kernel é expressa por meio da seguinte equação:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} w_i} \sum_{i=1}^{n} \frac{w_i}{h_i} K\left(\frac{x - x_i}{h_i}\right) \tag{22}$$

onde:

x_i são os valores dos logaritmos da renda;

W_i são os pesos;

$K(.)$ é uma função Kernel; e

$h_i = h \times \lambda_i$ e λ_i o fator de proporcionalidade local.

No caso das funções de densidade Kernel estimadas para os anos de 2002 e 2008, foram utilizados os pesos da PNAD, porém normalizados para assegurar que o somatório dos pesos fosse igual a 1. Em relação às funções de densidade contrafactuais, os pesos são obtidos através do produto dos pesos de amostragem da PNAD e os pesos obtidos pela metodologia de reponderação (ver quadro 1). Mais uma vez, esse produto foi normalizado para assegurar que o somatório dos pesos fosse igual a 1. Os valores das funções de densidade Kernel foram estimados em 200 pontos da variável *x*, que corresponde ao logaritmo natural do rendimento mensal do trabalho principal. A função Kernel utilizada para a suavização foi a gaussiana.

O parâmetro de suavização *bandwidth* (etapa crucial na estimação das funções de densidade Kernel) foi adotado como o seu valor ótimo, ou seja, o que minimiza o erro médio quadrático integrado se os dados provêm de uma distribuição normal e se a função Kernel utilizada é a gaussiana. Portanto, este valor não é um ótimo em um sentido geral. Se tivéssemos uma distribuição multimodal e fortemente assimétrica,

15. No princípio adotou-se o método denominado *Adaptive Kernel density estimation*, e o comando do *Software Stata* denominado *akdensity* (ver KERM, 2003). Esse método propicia melhores resultados para distribuições multimodais e com assimetria através de um *bandwidth* variável. Nesta versão do artigo, abandonamos essa opção em favor do método de *bandwidth* fixa, mais recomendado pela literatura e que se mostra mais em acordo com que as características de forma da distribuição do logaritmo dos rendimentos do trabalho.

este valor seria muito elevado e tenderia a sobressuavizar a função densidade. O valor do parâmetro utilizado foi o *default* do código *Stata kdensity* que se refere ao ótimo de Silverman conforme Jann (2007) e dado pela expressão:

$$\hat{h}_{s\phi} = 0.9\hat{\sigma}n^{-1/5} \tag{23}$$

O índice de Theil, por sua vez, é calculado por meio das funções de densidade Kernel estimadas e envolve as seguintes etapas: *i*) retorna-se ao valor do rendimento do trabalho em cada ponto da abscissa x utilizado na estimativa das funções de densidade através da expressão $v = \exp(x)$, onde x é o logaritmo natural do rendimento do trabalho; *ii*) estima-se a função densidade de v ($f(v)$) que é igual a $f(x)/v$; e *iii*) calcula-se o valor estimado da média de v pela expressão $\mu_v = \int_{-\infty}^{v_{\max}} vf(v)dv$ utilizando-se o comando Stata denominado *integ*.[16] Em resumo, o índice de Theil é igual a $\int_{-\infty}^{v_{\max}} \frac{v}{\mu_v}\ln(\frac{v}{\mu_v})dv$.

Por outro lado, o cálculo do índice de Gini exigiu um procedimento mais complexo. Inicialmente estima-se a função de distribuição cumulativa de v a partir da integração de sua função densidade. Em seguida, calcula-se a curva de Lorenz a partir da expressão $L(p) = \frac{\int_0^p Q(q)dq}{\int_0^1 Q(q)dq} = \frac{1}{\mu}\int_0^p Q(q)dq$ onde Q é a função quantílica e p é a proporção acumulada da população. Por último, o índice de Gini é dado pela expressão $G = 2\int_0^1 (p - L(p))dp$ (ver COWEL, 2000, apêndice; DUCLOS; ARAARY, 2004, cap. 5).

5 INTERPRETAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Na tabela 2 tem-se os resultados da aplicação da metodologia anteriormente descrita aos microdados das PNADs referentes aos anos de 2002 e 2008.[17] A amostra que utilizamos inclui todos os ocupados, exceto os empregadores e trabalhadores sem

16. O comando *integ* produz valores de integrais definidas de funções de densidade empíricas através de método de integração numérica.

17. Foram também calculados valores de decomposição para o período 1996-2001, mas em virtude de limitação de espaço serão apresentados apenas os resultados para o período mais recente. Os resultados para o primeiro período estão disponíveis e podem ser solicitados aos autores. Foram também realizados testes da metodologia para os dados dos Estados Unidos utilizados por DFL (1996) e foi possível replicar aproximadamente os seus resultados. Os autores também disponibilizam as rotinas Stata utilizadas nos cálculos.

remuneração. Essa amostra originou os indicadores de desigualdade estimados para trabalhadores brasileiros, nordestinos e sulistas. A metodologia de decomposição dos índices de desigualdade é aplicada para homens e mulheres separadamente porque existem especificidades nos indicadores de mercado de trabalho das pessoas de sexo distinto. Vale lembrar que optamos pela decomposição dos indicadores de desigualdade obtidos a partir do rendimento do trabalho principal. Os fatores de decomposição eleitos foram o SM real, mercado formal[18] e atributos pessoais.[19]

Para a construção da segunda coluna da tabela 2 foram calculadas as medidas de concentração de renda (índices de Theil e de Gini) a partir das funções de densidade Kernel efetivas estimadas em 2002 e 2008. Em seguida, estimamos suas diferenças e lançamos seus valores nas linhas dos respectivos indicadores nessa coluna.

Os valores da terceira coluna são obtidos a partir da diferença entre o valor do indicador de desigualdade correspondente à função densidade contrafactual do salário SM e o valor real de 2008 no ano de 2002 e o valor do indicador de desigualdade correspondente à função densidade efetiva em 2002. Caso se verifique que o resultado dessa diferença tem valor negativo, observa-se que a elevação do SM real quando sobreposta à distribuição de salários de 2002, causaria efeito equalizador sobre essa distribuição de rendimentos.

A quarta coluna (mercado formal) corresponde à diferença entre o valor do indicador de desigualdade para a função densidade contrafactual do grau de formalização e o valor do indicador de concentração de rendimentos correspondente à função densidade contrafactual do SM. Novamente, se o valor dessa diferença é negativo significa que o efeito sobreposto das condições de formalização do mercado de trabalho é redistributivo.

Na quinta coluna (atributos), por sua vez, encontram-se os valores das diferenças entre o indicador de desigualdade correspondente à função densidade contrafactual dos atributos individuais dos trabalhadores e o indicador de concentração dos rendimentos correspondente à função densidade contrafactual do grau de formalização. Finalmente, na última coluna (intitulada resíduo) temos os valores da diferença do indicador de concentração de rendimentos correspondente à função densidade contrafactual dos atributos individuais e o indicador de desigualdade correspondente à função densidade efetiva de 2008.[20] Vale ressaltar

18. Em nossa decomposição consideramos como pertencentes ao mercado formal de trabalho os assalariados sem carteira, funcionários públicos e militares, enquanto o mercado informal compreende os assalariados sem carteira e os autônomos.

19. Para a descrição dos atributos pessoais utilizados na decomposição, ver nota 11.

20. A equação que se fecha para cada indicador é: $I_{2002} - I_{2008} = (I_{2002} - I_{CF,SM}) + (I_{CF,SM} - I_{CF,\,FORMAL}) + (I_{CF,\,FORMAL} - I_{CF,ATRIBUTOS}) + (I_{CF,ATRIBUTOS} - I_{2008})$ onde cada termo entre parênteses corresponde ao efeito de cada componente (salário mínimo, grau de formalização, atributos individuais e resíduos).

que se essa diferença for positiva, significa que os demais fatores não observáveis estabelecem efeitos concentradores sobre a distribuição de rendimentos do trabalho.

TABELA 2
Decomposição na ordem direta dos indicadores de desigualdade segundo SM, mercado formal de trabalho, atributos pessoais e resíduos – 2002-2008

	Decomposição dos indicadores de desigualdade – ordem direta				
	Variação total – 2002-2008	SM	Mercado formal	Atributos	Resíduo
Homens – Brasil					
Theil	0,0826	–0,0558	0,0056	0,0540	0,0789
(%)		–67,55	6,78	65,34	95,43
Gini	0,0482	–0,0325	0,0011	0,0329	0,0467
(%)		–67,55	2,32	68,25	96,99
Mulheres – Brasil					
Theil	0,0801	–0,0583	0,0163	0,0289	0,0933
(%)		–72,82	20,32	36,02	116,48
Gini	0,0526	–0,0364	0,0052	0,0210	0,0630
(%)		–69,24	9,83	39,82	119,60
Homens – Nordeste					
Theil	0,0445	–0,0876	0,0173	0,0525	0,0624
(%)		–196,68	38,83	117,82	140,03
Gini	0,0316	–0,0475	0,0072	0,0274	0,0445
(%)		–150,35	22,90	86,73	140,72
Mulheres – Nordeste					
Theil	0,1324	–0,0980	–0,0052	0,0466	0,1890
(%)		–74,02	–3,89	35,17	142,74
Gini	0,0598	–0,0550	–0,0021	0,0251	0,0918
(%)		–92,01	–3,45	42,04	153,42
Homens – Sul					
Theil	0,0712	–0,0382	0,0164	0,0476	0,0454
(%)		–53,63	23,07	66,86	63,70
Gini	0,0432	–0,0245	0,0072	0,0349	0,0256
(%)		–56,60	16,58	80,70	59,32
Mulheres – Sul					
Theil	0,0409	–0,0401	0,0222	0,0595	–0,0008
(%)		–98,06	54,34	145,66	–1,95
Gini	0,0351	–0,0286	0,0125	0,0404	0,0108
(%)		–81,50	35,54	115,18	30,78

Fonte: Elaboração própria.

A tabela 2, no caso da população masculina brasileira, revela que a contribuição dos fatores SM, grau de formalidade, atributos e resíduos para a variação total do índice de Theil em termos relativos foram, respectivamente, –67,55%, 2,32%, 68,25% e 96,99%. Ou seja, o SM teve impacto desconcentrador, enquanto o grau

de formalidade e os atributos exerceram efeitos concentradores. Esse exercício de decomposição refeito para o índice de Gini revela resultados semelhantes aos encontrados na decomposição do índice de Theil, para os ocupados da população masculina.

No que se refere às mulheres brasileiras, a decomposição do índice de Theil calculado a partir das funções de densidade contrafactuais revela que as contribuições relativas do SM, grau de formalidade, atributos e resíduos são –72,82%, 20,32%, 36,02% e 116,48%, respectivamente. A decomposição do índice de Gini calculado para mulheres também apresenta resultados semelhantes aos obtidos para decomposição correspondente ao índice de Theil, com exceção do valor para o grau de formalidade, que neste último caso foi sensivelmente inferior para o índice de Gini (9,83%) quando comparado com o valor do efeito do mesmo grau de formalidade para o índice de Theil (20,32%).

As decomposições anteriores revelam também um impacto maior do SM para pessoas do gênero feminino. Esse resultado não surpreende, na medida em que os dados da PNAD para o ano de 2008 apontam que 9% dos homens ocupados receberam exatamente o valor do SM, enquanto entre as mulheres essa proporção atingiu 16%.

Alguns de nossos resultados referentes à população brasileira em seu conjunto se aproximam daqueles encontrados pelo estudo de Menezes-Filho e Rodrigues (2009), porém esses autores (1981-1988 e 1988-1999) investigam períodos distintos do período utilizado em nosso estudo. As divergências existentes podem residir nas características dos períodos investigados por Menezes-Filho e Rodrigues (2009) e aquelas contidas no período de nosso estudo. Os autores consideraram períodos em que a economia brasileira teve elevadas taxas de inflação e perda de poder aquisitivo pelo SM. Além disso, Menezes-Filho e Rodrigues (2009) analisam o impacto do fator educação separadamente dos atributos e consideram também o efeito do grau de sindicalização. Em nosso estudo, consideramos em separado o impacto do grau de formalização do mercado de trabalho porque nos anos aqui estudados verifica-se um elevado crescimento da formalidade em diversos recortes geográficos. Optamos também por nos concentrar numa época de relativa estabilização de preços e valorização do SM. A comparação entre fases de inflação e de estabilidade dos preços gera dificuldades porque num contexto inflacionário os indicadores de concentração de renda em geral se elevam. Em resumo, os resultados de ambos os estudos apontaram um efeito desconcentrador do SM, em especial no caso das mulheres. Cabe salientar uma divergência que se refere aos efeitos equalizadores dos resíduos encontrados pelos autores ao passo que verificamos impactos concentradores.[21]

21. Vale notar que comparamos nossos resultados e aqueles encontrados por Menezes-Filho e Rodrigues (2009) apenas para o período 1981-1988.

Focalizando os resultados regionais, em relação aos trabalhadores nordestinos, verificam-se maiores efeitos do fator SM na decomposição dos indicadores de desigualdade em comparação aos impactos constatados para os brasileiros em geral. Para os homens nordestinos, as contribuições relativas do SM, mercado formal de trabalho, atributos e resíduos para decomposição do Theil são, respectivamente, –196,68%, 38,83%, 117,82% e 140,03%. No que se refere às mulheres nordestinas, as contribuições para decomposição do índice de Theil dos fatores SM, mercado formal, atributos e resíduos são –74,02, –3,89%, 35,17% e 142,74%, respectivamente. Mais uma vez resultados semelhantes são verificados na decomposição do Gini para homens e mulheres. Conclui-se que o impacto do SM se revela desconcentrador para homens e mulheres nordestinas, além do que no caso de pessoas femininas o mercado formal também atua de maneira levemente desconcentradora. Os efeitos dos resíduos são concentradores para homens e mulheres, enquanto para trabalhadores nordestinos os impactos do mercado formal de trabalho também são concentradores. Um resultado surpreendente são os maiores efeitos desconcentradores do SM para nordestinos do que para nordestinas, ao passo que no caso dos brasileiros em conjunto encontramos resultado oposto.

No caso dos homens moradores da região Sul, as contribuições para decomposição do indicador de desigualdade de Theil do SM, mercado formal, atributos e resíduos são, respectivamente, –53,63%, 23,07%, 66,86% e 63,70%. Para as trabalhadoras da região Sul, as contribuições para decomposição do indicador de desigualdade de Theil do SM, mercado formal, atributos e resíduos são, respectivamente, –98,06%, 54,34%, 145,66% e –1,95%. Essa decomposição para o índice de Gini aponta resultados semelhantes para homens e mulheres moradores da região Sul. Contudo, nota-se uma exceção que se refere a um pequeno efeito equalizador dos resíduos na decomposição do Theil para as trabalhadoras sulistas, enquanto na decomposição do Gini verifica-se um efeito concentrador. Os resultados da decomposição para os residentes no Sul apontam efeito desconcentrador do SM, ao passo que o mercado formal e os atributos pessoais geram efeitos concentradores. Nessa região, o efeito desconcentrador do SM é mais intenso para mulheres que para homens. Noutras palavras, esses resultados são semelhantes àqueles encontrados para a decomposição dos índices de concentração dos brasileiros em conjunto.

Na tabela 3 constam os resultados das decomposições na ordem inversa que se distinguem daqueles encontrados nas decomposições anteriores na medida em que primeiro se considera o efeito dos atributos individuais, em seguida o efeito do grau de formalização e finalmente os efeitos do SM. Ou seja, como o próprio nome sugere, inverte-se a ordem dos fatores na construção das funções densidade contrafactuais e os cálculos das decomposições dos indicadores de desigualdade de renda.

TABELA 3

Decomposição na ordem inversa dos indicadores de desigualdade segundo SM, mercado formal de trabalho, atributos pessoais e resíduos – 2002-2008

	Decomposição dos indicadores de desigualdade – ordem inversa				
	Variação total – 2002-2008	SM	Mercado formal	Atributos	Resíduo
Homens – Brasil					
Theil	0,0826	–0,0182	–0,0064	0,0284	0,0789
(%)		–22,05	–7,71	34,33	95,43
Gini	0,0482	–0,0138	–0,0024	0,0177	0,0467
(%)		–28,67	–5,04	36,73	96,99
Mulheres – Brasil					
Theil	0,0801	–0,0309	–0,0061	0,0238	0,0933
(%)		–38,57	–7,58	29,67	116,48
Gini	0,0526	–0,0260	–0,0026	0,0183	0,0630
(%)		–49,41	–4,92	34,74	119,60
Homens – Nordeste					
Theil	0,0445	–0,0435	0,0006	0,0251	0,0624
(%)		–97,74	1,36	56,35	140,03
Gini	0,0316	–0,0314	0,0012	0,0174	0,0445
(%)		–99,45	3,68	55,05	140,72
Mulheres – Nordeste					
Theil	0,1324	–0,0585	0,0001	0,0018	0,1890
(%)		–44,20	0,08	1,38	142,74
Gini	0,0598	–0,0411	0,0013	0,0079	0,0918
(%)		–68,77	2,10	13,25	153,42
Homens – Sul					
Theil	0,0712	–0,0039	–0,0041	0,0338	0,0454
(%)		–5,42	–5,77	47,48	63,70
Gini	0,0432	–0,0043	–0,0025	0,0244	0,0256
(%)		–9,97	–5,80	56,44	59,32
Mulheres – Sul					
Theil	0,0409	–0,0134	–0,0032	0,0583	–0,0008
(%)		–32,77	–7,92	142,64	–1,95
Gini	0,0351	–0,0138	–0,0031	0,0412	0,0108
(%)		–39,25	–8,94	117,40	30,78

Fonte: Elaboração própria.

Para os brasileiros em geral (homens e mulheres), as decomposições de ordem inversa do Theil e Gini mostram reduções nos efeitos do SM e dos atributos pessoais em relação à decomposição de ordem direta. Os impactos dos últimos fatores têm uma queda mais pronunciada para os homens. Os efeitos do fator mercado de trabalho formal se tornam desconcentradores na ordem inversa, ao contrário dos resultados da ordem direta. No entanto, a contribuição relativa se revela pouco expressiva. A contribuição do SM para a redução dos indicadores de desigualdade

fica menos relevante em todos os casos, equivalendo a –22,05% para os homens e a –38,57% para mulheres, no caso da decomposição do índice de Theil. Em resumo, o SM mantém sua contribuição para o movimento de desconcentração, mas num menor patamar. Esta redução do efeito desconcentrador do SM é bastante drástica (quando passamos da ordem direta de decomposição dos fatores para a ordem inversa) particularmente para o caso dos trabalhadores masculinos da região Sul, passando os efeitos relativos a terem valores bem pouco significativos. No caso da população ocupada nordestina e para as mulheres da região Sul, os efeitos desconcentradores do SM ainda permanecem com valores relevantes.

No estudo de DFL (1996, p. 1.035-1.036), a decomposição na ordem inversa também apontou redução na importância relativa do SM para desconcentração dos rendimentos. Na aplicação dessa ordem de decomposição pelos autores, inicialmente se fixa o nível de demanda e oferta de trabalho nos níveis de 1979 para o ano de 1988. Contudo, a demanda por trabalho pouco qualificado, que são os principais recebedores do SM, se deteriorou nos anos 1980. Assim, ao recompor as condições de oferta e demanda do período de 1979 se reduz o impacto potencial do SM.

Para a decomposição aqui realizada podemos nos deparar com fenômeno semelhante. No caso de nossa decomposição na ordem reversa, as mudanças nos atributos individuais dos trabalhadores tiveram sua importância reduzida quando consideramos esse fator em primeiro lugar na ordem da decomposição. As alterações no grau de formalização apresentam contribuições positivas, mas reduzidas na ordem direta de decomposição dos indicadores de desigualdade enquanto na ordem reversa sua contribuição assume valores reduzidos e negativos. Ou seja, a elevação do percentual de trabalhadores com carteira assinada na ordem dos 7% no período estudado trouxe pequenas consequências concentradoras nos rendimentos. Posto isso, podemos concluir que o aumento do grau de formalização, se sobreposto ao efeito do SM, tem pouco efeito concentrador de rendimentos. É evidente que a não exogeneidade desses dois fatores explica em parte os seguintes resultados: aumentos do valor real do SM repercutem sobre o grau de formalização do mercado de trabalho e efeitos desse último podem ser camuflados por efeitos do primeiro quando consideramos a ordem direta de decomposição.

No recorte regional, a decomposição dos indicadores de desigualdade dos rendimentos pela ordem inversa para homens e mulheres nordestinos aponta para uma redução na importância da contribuição relativa dos fatores investigados e uma mudança no sentido do efeito do mercado formal de trabalho em relação ao sentido observado na decomposição direta. Contudo, no caso desse fator, a contribuição relativa na decomposição de ordem inversa se torna em alguns indicadores praticamente nula. Cabe observar que a contribuição relativa do SM na desconcentração do índice de Theil para homens e mulheres alcança –94,74% e –44,20%, assim o efeito desse fator segue relevante mesmo na ordem inversa.

A região Sul apresenta algumas particularidades nos resultados da decomposição pela ordem inversa. As contribuições relativas para decomposição do Theil e Gini do SM e mercado formal de trabalho se reduzem para trabalhadores sulistas masculinos e femininos, sendo que para o último fator se verifica uma mudança na direção do efeito de concentrador para desconcentrador. Deve-se ressaltar uma redução significativa na contribuição do SM para os trabalhadores do Sul nessa decomposição. A contribuição relativa do fator atributos na decomposição inversa do Theil e Gini se reduz em relação à decomposição direta para os homens, ao passo que para as mulheres a contribuição relativa desse fator tem pequena queda no índice de Theil e ligeiro acréscimo no índice de Gini.

Em suma, a contribuição relativa do SM em qualquer recorte espacial atinge patamares razoáveis na decomposição direta ou inversa dos indicadores de desigualdade e atua de forma desconcentradora no período estudado. No caso desse fator somente se verifica uma contribuição relativa em baixos patamares na decomposição inversa para homens da região Sul.

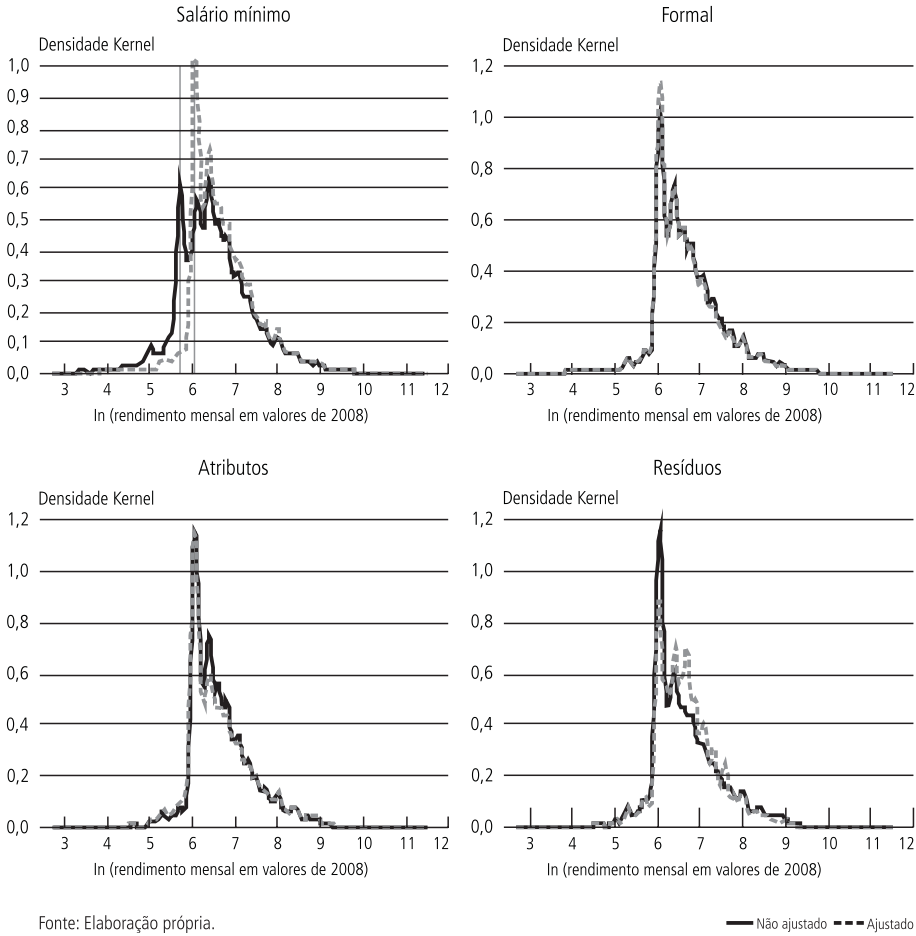
5.1 Análise gráfica: efeitos do SM sobre as distribuições de rendimentos

Os gráficos 1 e 2 mostram as funções de densidade contrafactuais estimadas para a população de ocupados brasileiros do sexo masculino e feminino, respectivamente. Nesses gráficos, temos as distribuições anteriores ao efeito do fator de contribuição (não ajustado – em linha contínua) e a função densidade contrafactual atribuída ao fator (ajustado – em linha tracejada). A diferença de cotas (áreas) entre essas duas funções densidade (ajustada e não ajustada) corresponde ao efeito de contribuição do fator. As linhas verticais representam os valores do logaritmo natural do SM real (em valores de setembro de 2008) e a linha vertical à esquerda compreende o valor correspondente ao ano de 2002, ao passo que a linha vertical à direita trata do valor correspondente ao ano de 2008. Diferentemente da análise dos resultados da decomposição referente aos indicadores de concentração de rendimentos (Gini e Theil), a discussão dos resultados gráficos referentes aos efeitos dos fatores sobre a distribuição dos rendimentos se limita ao conjunto dos trabalhadores (assalariados e autônomos) brasileiros. Não analisamos os resultados gráficos da decomposição para as duas regiões (Nordeste e Sul) abordadas na subseção anterior já que os mesmos não diferiram substancialmente dos resultados para o conjunto dos trabalhadores brasileiros.

Observa-se no gráfico 1 um acentuado rebaixamento das ordenadas da função densidade contrafactual do SM em valores abaixo do logaritmo natural do salário real de 2008, quando comparadas às mesmas ordenadas da função densidade efetiva observada em 2002. Isto significa que, de acordo com o método empregado de decomposição, a elevação do SM em 2002 para o nível real do SM de 2008 teve impacto redutor sobre a concentração de frequências para os trabalhadores que ganham menos

do que um SM de 2008, enquanto no caso dos trabalhadores cujos rendimentos ultrapassam o valor do SM se verifica uma elevação menos acentuada.

GRÁFICO 1
Brasil: funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidade 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, população masculina



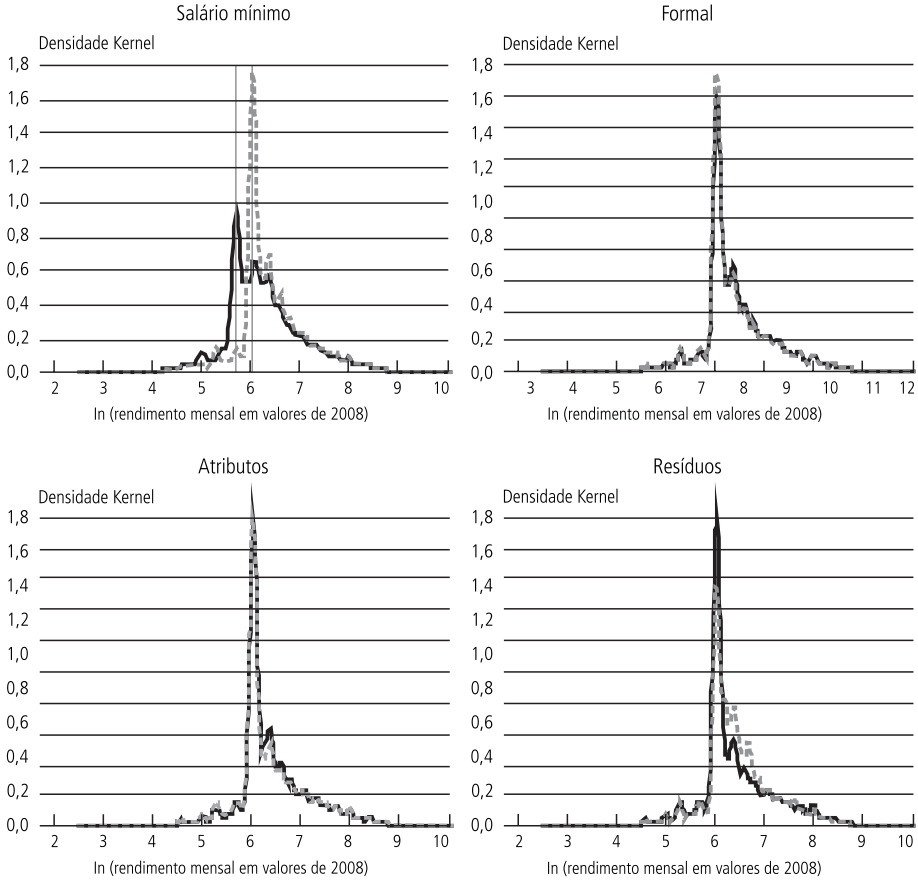
Fonte: Elaboração própria.

Por outro lado, os valores das diferenças de ordenadas das funções densidade encontram-se nos gráficos 3 e 4. Verificamos que a maior parte dos efeitos do SM é distribuída abaixo do valor do SM real de 2008, conforme as hipóteses 1 e 2 que constam na metodologia (gráfico 3). Em relação aos efeitos do grau de formalização, nota-se que as diferenças entre as duas curvas são menos acentuadas e se revelam presentes em toda amplitude dos rendimentos, mas com maior ênfase no ponto modal correspondente ao valor do SM real de 2008. Noutras palavras,

o impacto do grau de formalização, se sobreposto ao efeito do SM (ordem direta de decomposição), se mostra mais intenso sobre a região da distribuição de rendimentos próxima ao valor do SM de 2008. É bem provável que tal fenômeno se deva à ampliação do setor formal do mercado de trabalho, sobretudo a partir de trabalhadores que ganham o valor do SM de 2008.

GRÁFICO 2

Brasil: funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidade 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, população feminina

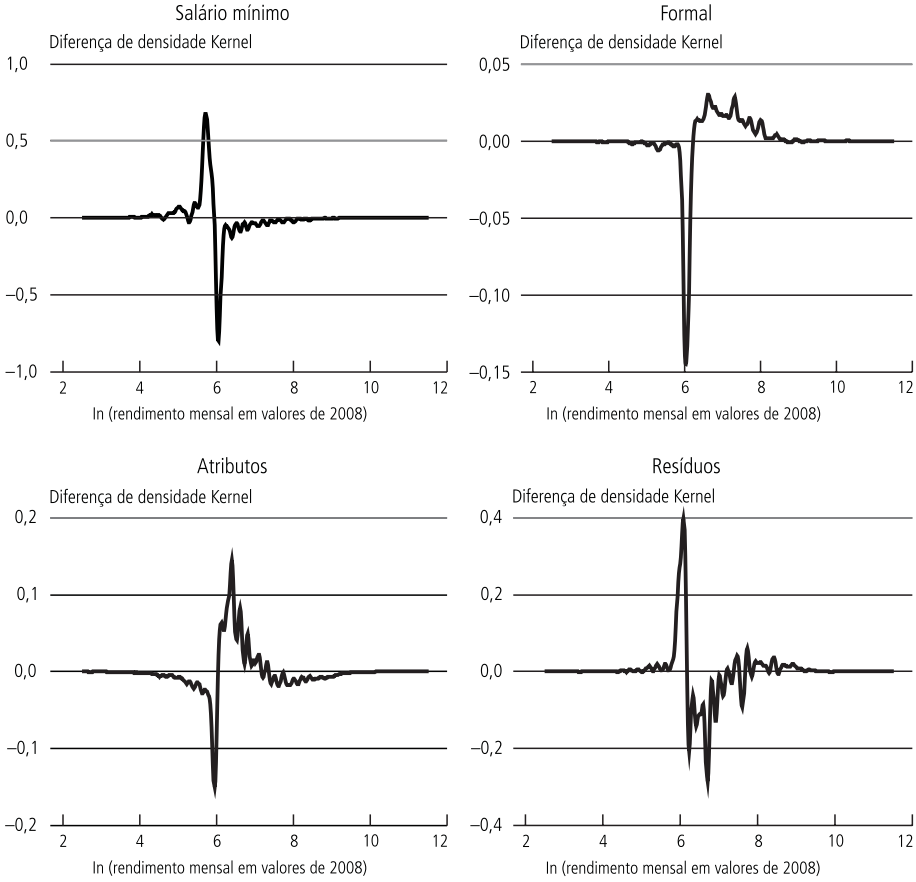


Fonte: Elaboração própria.

Os gráficos 3 e 4 apontam ainda que os efeitos das mudanças dos atributos individuais concentram-se sobretudo na região da distribuição dos rendimentos situada acima do valor do SM de 2008. Ademais, pode-se observar que os efeitos dos fatores não considerados na decomposição (parcela residual) também se concentram nessa região, porém esses efeitos se reduzem na medida em que os rendimentos se elevam. Cabe observar que no caso dos atributos individuais, nota-se tendência de redução da função densidade contrafactual na comparação com a função densidade resultante dos efeitos anteriores (SM e grau de formalização) enquanto para os fatores residuais os gráficos apontam tendência de elevação das ordenadas da função de densidade na região de rendimentos superior ao valor do SM de 2008.

GRÁFICO 3

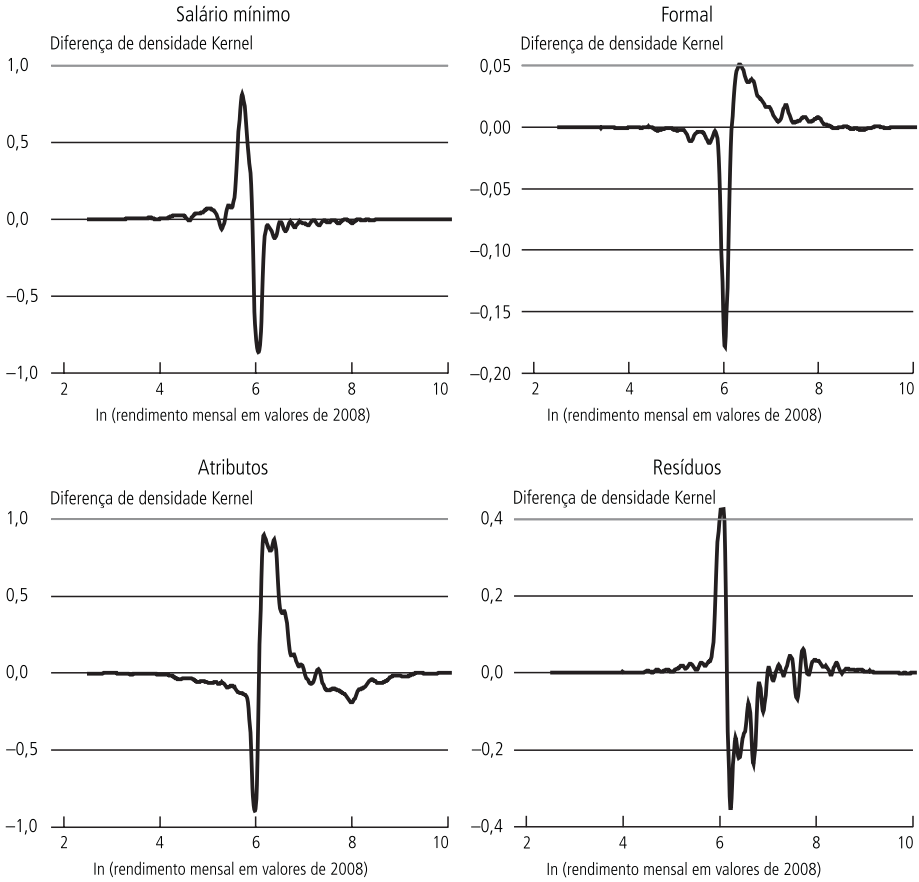
Brasil: diferenças para funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidade 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, população masculina



Fonte: Elaboração própria.

GRÁFICO 4

Brasil: diferenças para funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidade 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, população feminina



Fonte: Elaboração própria.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A metodologia de simulação, adaptada do estudo de DFL (1996), foi aplicada em primeiro lugar para todos os trabalhadores brasileiros com renda positiva (assalariados e trabalhadores por conta própria) e do sexo masculino, tanto para a decomposição direta do índice de Theil como para a decomposição do índice de Gini. Essas decomposições revelaram que o SM teve impactos desconcentradores sobre os rendimentos, enquanto o grau de formalidade do trabalho e os atributos pessoais tiveram efeito concentrador. Na decomposição em ordem inversa, o efeito do SM também foi desconcentrador, mas a contribuição relativa atingiu menor valor. Os resultados das decomposições desses índices para as mulheres são similares

àqueles encontrados para os homens. Cabe observar que o impacto desconcentrador do SM se revela mais acentuado para as trabalhadoras.

Por outro lado, as decomposições dos índices de Gini e Theil para os trabalhadores nordestinos indicaram maiores efeitos do fator SM em comparação aos impactos constatados para os brasileiros em geral. Em síntese, os impactos do SM se revelam desconcentradores para homens e mulheres nordestinas, além do que no caso de pessoas femininas o mercado formal também atua de maneira levemente desconcentradora. Contudo, no caso nordestino, os efeitos desconcentradores do SM são maiores para nordestinos do que para nordestinas. Na decomposição dos índices de desigualdade em ordem inversa, a contribuição relativa do SM para desconcentração dos rendimentos segue relevante, porém se revela mais uma vez mais intensa para nordestinos do que para nordestinas.

No caso dos trabalhadores do Sul, as decomposições dos indicadores de desigualdade dos rendimentos revelaram que o SM teve também efeito desconcentrador e seu impacto é mais intenso para mulheres que para homens. As decomposições dos índices de desigualdade em ordem inversa apontam uma redução significativa na contribuição do SM para os trabalhadores do sexo masculino residentes na região Sul ao passo que para as mulheres se confirma a importância desconcentradora do SM.

Em suma, as simulações confirmam a importância do SM para a desconcentração dos rendimentos no mercado de trabalho no período 2002 a 2008. O resultado encontrado em todas as decomposições é que o SM atuou desconcentrando os rendimentos do trabalho no período recente para os trabalhadores brasileiros do Norte e do Sul. A política de elevação gradual do SM real, estabelecida no Brasil no período de 2002 a 2008, não coincidiu com uma elevação do desemprego e, simultaneamente, permitiu uma redução na dispersão dos rendimentos do trabalho. A trajetória dos indicadores de desigualdade dos rendimentos do trabalho depende em parte da continuação ou suspensão da política de valorização do salário mínimo pelas autoridades governamentais.

ABSTRACT

This article investigates the contribution of the minimum wage to the process of income deconcentration during the period of 2002-2008. The micro data come from the National Household Survey (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD) of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE). The simulation method used is an adaptation of the method proposed in DiNardo, Fontin and Lemieux (1996), based on counterfactual Kernel density estimation. The results indicate that the relative contribution of the minimum wage reaches reasonable levels in the direct and inverse decomposition of the inequality indicators and contributes to deconcentration during the period studied. Furthermore, the minimum wage contribution to deconcentration is more intense among women.

REFERÊNCIAS

AUTOR, D. H. **MIT Graduate Labor Economics 14.662**. May 12, 2009 (Lecture Note, n. #7: Wage Density Decompositions). Disponível em: <http://econ-www.mit.edu/files/4215> Acessado em: 17 maio 2010.

AZEVEDO, J. S. G.; SILVEIRA, P. F. Salário mínimo e renda familiar: mecanismos de ajustes individuais e familiares. In: ARAÚJO, T. P.; LIMA, R. A. (Org.). **Ensaios sobre o mercado de trabalho e políticas de emprego**. Recife: Editora Universitária da UFPE, 2001.

BARROS, R. P. A Efetividade do salário mínimo em comparação à do Programa Bolsa Família como instrumento de redução da pobreza e da desigualdade. In: BARROS, P. B.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006. p. 507-549. v. 2.

CARD, D.; KRUEGER, A. B. **Myth and measurement**: the new economics of the minimum wage. Princeton, New Jersey: Princeton University, 1995.

COWEL, F. A. **Measuring inequality**. May 2000. Disponível em: <www.http://sticerd.lse.ac.uk/research/frankweb/MeasuringInequality/index.html> Acessado em: dez. 2001.

DEDECCA, C. S. A redução da desigualdade no Brasil: uma estratégia complexa. In: BARROS, P. B.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006. p 299-330. v. 1.

_____.; JUNGBLUTH, A.; TROVÃO, C. J. B. M. A queda recente da desigualdade: relevância e limites. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008, Salvador. **Anais**... Salvador, 2008. 19 p.

DINARDO, J.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach. **Econometrica**, v. 64, n. 5, p. 1.001-1.044, Sep. 1996.

DUCLOS, J.-Y.; ARAARY, A. **Poverty and equity**: measurement, policy and estimation with DAD. Canada: Québec, Cirpee and Poverty and Economic Policy (PEP) network, Pavillon de Seve, Université Laval, 2004.

FAJNZYLBER, P. **Minimum wage effects throughout the wage distribution**: evidence form Brazil's formal and informal sectors. UFMG: Cedeplar, June 28, 2001 (Texto para Discussão, n. 151). Disponível em: <http://www.cedeplar.ufmg.br/publicacoes/trabalhos/textos-para-discussao/10.php> Acessado em: jun. 2008.

FIRPO, S.; REIS, M. C. O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil. In: BARROS, P. B.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006. p. 499-506. v. 2

FOGUEL, M. N. **Uma análise dos efeitos do salário mínimo no mercado de trabalho no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, jun. 1998. 31 p. (Texto para Discussão, n. 564). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/1998/td_0564.pdf> Acessado em: jun. 2008.

IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Microdados, CD-ROM. Vários Anos.

JANN, B. **Univariate Kernel density estimation**. ETH Zurich, Switzerland, 2007. Disponível em: <http://fmwww.bc.edu/repec/bocode/k/kdens.pdf> Acessado em: 14 maio 2010.

KERM, P. van. **Adaptive Kernel density estimation**. In: UK STATA USERS MEETING, 9th. May 19-20, 2003, London. Royal Statistical Society, London, 2003.

LEMOS, S. A **Menu of minimum wage variables for evaluating wages and employment effects**: evidence from Brazil. Department of Economics, University College London, Mar. 2003 (Discussion Papers in Economy, n. 03-02). Disponível em: <http://eprints.ucl.ac.uk/2553/1/2553.pdf> Acessado em: 16 maio 2006.

_____. **Minimum wage effects on wages, employment and prices**: implications for poverty alleviation in Brazil. University of Leicester, Department of Economics, Aug. 2005 (Working Paper, n. 05/15). Disponível em: <https://lra.le.ac.uk/bitstream/2381/4449/1/dp05-15.pdf> Acessado em: 14 abr. 2008.

MENEZES-FILHO, N.; RODRIGUES, E. A. S. Salário mínimo e desigualdade no Brasil entre 1981-1999: uma abordagem semiparamétrica. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 3, p. 277-298, jul./set. 2009.

NEUMARK, D.; SCHWEITZER, M.; WASCHER, W. **The effects of minimum wages throughout the wage distribution**. Feb. 2000 (NBER Working Paper, n. 7.519). Disponível em: <http://www.nber.org/paper/w7519.pdf> Acessado em: 15 fev. 2003.

REBTZER, J. B.; TAYLOR, L. J. The consequences of minimum wage laws some new theoretical ideas. **Journal of Public Economics**, v. 56, p. 245-255, 1995.

_____. Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil: uma leitura crítica. In: BARROS, P. B.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006. p. 279-297. v. 1.

SOARES, F. V. Minimum wages hikes and employment transitions in Brazil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal. **Anais**... Natal, 2005.

SOARES, S. S. D. **O impacto do salário mínimo**: a distribuição individual dos rendimentos do trabalho. Rio de Janeiro: Ipea, 2002 (Texto para Discussão, n. 873). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/2002/td_0873.pdf> Acessado em: 18 jan. 2009.

ULYSSEA, G.; FOGUEL, M. N. **Os efeitos do salário mínimo no mercado de trabalho brasileiro**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006 (Texto para Discussão**,** n. 1.168). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/2006/td_1168.pdf> Acessado em: 04 maio 2008.

(Originais submetidos em maio de 2009. Última versão recebida em novembro de 2010. Aprovado em dezembro de 2010).

APÊNDICE

TABELA A.1

Brasil: estatísticas de ajuste e de poder preditivo de modelos *probits* para homens

Estatísticas		Resultados dos modelos – homens			
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Pseudo-R^2		0.1063	0.1775	0.1850	0.0675
Sensibilidade	(Pr(+/D)) (%)	86,04	80,25	71,40	90,99
Especificidade	(Pr(–/~D)) (%)	37,04	58,69	70,18	21,70
Valor preditivo positivo	(Pr(D/+)) (%)	72,37	74,64	72,37	69,41
Valor preditivo negativo	(Pr(~D/–)) (%)	58,05	66,23	69,17	55,22
Corretamente classificados		69,24	71,68	70,82	67,52

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Modelo 1 é o modelo *probit* correspondente à equação (19); modelo 2 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2008; modelo 3 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2002; modelo 4 é o modelo *probit* correspondente à equação (11).

D = observação efetiva na categoria de referência (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); ~D = observação efetiva na outra categoria (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); + = observação classificada como sucesso pelo modelo *probit*; ~+ = observação classificada como fracasso pelo modelo *probit*.

TABELA A.2

Brasil: estatísticas de ajuste e de poder preditivo de modelos *probits* para mulheres

Estatísticas		Resultados dos modelos – mulheres			
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Pseudo-R^2		0.0836	0.1546	0.1692	0.0614
Sensibilidade	(Pr(+/D)) (%)	85,06	86,06	78,30	92,66
Especificidade	(Pr(–/~D)) (%)	35,50	48,90	60,84	18,79
Valor preditivo positivo	(Pr(D/+)) (%)	69,54	75,70	74,46	68,98
Valor preditivo negativo	(Pr(~D/–)) (%)	57,86	65,48	65,78	56,78
Corretamente classificados		66,92	73,02	71,20	67,61

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Modelo 1 é o modelo *probit* correspondente à equação (19); modelo 2 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2008; modelo 3 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2002; modelo 4 é o modelo *probit* correspondente à equação (11).

D = observação efetiva na categoria de referência (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); ~D = observação efetiva na outra categoria (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); + = observação classificada como sucesso pelo modelo *probit*; ~+ = observação classificada como fracasso pelo modelo *probit*.

TABELA A.3

Nordeste: estatísticas de ajuste e de poder preditivo de modelos *probits* para homens

Estatísticas		Resultados dos modelos – homens nordestinos			
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Pseudo-R^2		0.105	0.1851	0.2134	0.0729
Sensibilidade	(Pr(+/D)) (%)	92,48	64,33	57,13	95,65
Especificidade	(Pr(–/~D)) (%)	23,87	76,79	85,27	12,29
Valor preditivo positivo	(Pr(D/+)) (%)	75,04	71,17	70,88	71,55
Valor preditivo negativo	(Pr(~D/–)) (%)	56,18	70,73	76,02	55,08
Corretamente classificados		72,73	70,92	74,42	70,43

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Modelo 1 é o modelo *probit* correspondente à equação (19); modelo 2 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2008; modelo 3 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2002; modelo 4 é o modelo *probit* correspondente à equação (11).

D = observação efetiva na categoria de referência (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); ~D = observação efetiva na outra categoria (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); + = observação classificada como sucesso pelo modelo *probit*; ~+ = observação classificada como fracasso pelo modelo *probit*.

TABELA A.4

Nordeste: estatísticas de ajuste e de poder preditivo de modelos *probits* para mulheres

Estatísticas		Resultados dos modelos – mulheres nordestinas			
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Pseudo-R^2		0.0849	0.2124	0.2550	0.0645
Sensibilidade	(Pr(+/D)) (%)	89,73	71,36	69,23	94,35
Especificidade	(Pr(–/~D)) (%)	26,10	74,25	79,30	15,03
Valor preditivo positivo	(Pr(D/+)) (%)	70,98	74,30	73,77	70,20
Valor preditivo negativo	(Pr(~D/–)) (%)	55,78	71,31	75,40	55,63
Corretamente classificados		68,62	72,78	74,70	68,94

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Modelo 1 é o modelo *probit* correspondente à equação (19); modelo 2 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2008; modelo 3 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2002; modelo 4 é o modelo *probit* correspondente à equação (11).

D = observação efetiva na categoria de referência (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); ~D = observação efetiva na outra categoria (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); + = observação classificada como sucesso pelo modelo *probit*; ~+ = observação classificada como fracasso pelo modelo *probit*.

TABELA A.5

Sul: estatísticas de ajuste e de poder preditivo de modelos *probits* para homens

Estatísticas		Resultados dos modelos: homens – Sul			
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Pseudo-R^2		0.1067	0.1988	0.1973	0.0713
Sensibilidade	(Pr(+/D)) (%)	82,57	87,60	80,97	91,70
Especificidade	(Pr(–/~D)) (%)	47,82	52,72	62,89	23,43
Valor preditivo positivo	(Pr(D/+)) (%)	70,66	77,60	75,54	72,14
Valor preditivo negativo	(Pr(~D/–)) (%)	64,32	69,45	70,01	56,62
Corretamente classificados		68,79	75,44	73,48	70,11

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Modelo 1 é o modelo *probit* correspondente à equação (19); modelo 2 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2008; modelo 3 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2002; modelo 4 é o modelo *probit* correspondente à equação (11).

D = observação efetiva na categoria de referência (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); ~D = observação efetiva na outra categoria (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); + = observação classificada como sucesso pelo modelo *probit*; ~+ = observação classificada como fracasso pelo modelo *probit*.

TABELA A.6

Sul: estatísticas de ajuste e de poder preditivo de modelos *probits* para mulheres

Estatísticas		Resultados dos modelos: mulheres – Sul			
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Pseudo-R^2		0.0699	0.1125	0.1439	0.0694
Sensibilidade	(Pr(+/D)) (%)	81,07	95,48	91,20	94,39
Especificidade	(Pr(–/~D)) (%)	43,89	20,98	36,70	15,71
Valor preditivo positivo	(Pr(D/+)) (%)	68,48	77,05	75,82	72,21
Valor preditivo negativo	(Pr(~D/–)) (%)	60,66	62,54	65,70	54,71
Corretamente classificados		66,22	75,76	74,04	70,69

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Modelo 1 é o modelo *probit* correspondente à equação (19); modelo 2 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2008; modelo 3 é o modelo *probit* correspondente à equação (8) para o ano de 2002; modelo 4 é o modelo *probit* correspondente à equação (11).

D = observação efetiva na categoria de referência (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); ~D = observação efetiva na outra categoria (correspondente à variável binária dependente do modelo *probit*); + = observação classificada como sucesso pelo modelo *probit*; ~+ = observação classificada como fracasso pelo modelo *probit*.

O POTENCIAL CRIADOR DE EMPREGO E RENDA DO TURISMO NO BRASIL*

Milene Takasago**
Joaquim J. M. Guilhoto***
Maria de Lourdes Rollemberg Mollo****
Joaquim Pinto de Andrade*****

O objetivo deste artigo é dimensionar o turismo no Brasil e examinar, em particular, seu potencial gerador de emprego e renda, a partir da estimação da matriz de insumo-produto do turismo para o ano de 2006. Essa matriz permitiu analisar as articulações entre o turismo e o restante da economia. Estimaram-se os efeitos para frente e para trás da produção turística sobre os demais setores. Em seguida, foram analisados os impactos do desenvolvimento do turismo sobre a renda e o emprego, comparando-os com o potencial gerador de renda e emprego médios da economia brasileira.

1 INTRODUÇÃO

A Organização Mundial de Turismo (OMT) define turistas como aqueles que viajam e permanecem fora dos seus domicílios por período não superior a um ano de duração. Outras definições afirmam que o turista deve ficar mais de 24 horas no lugar que visita para ser assim considerado. Em termos econômicos e partindo dessas definições, o turismo é visto como a atividade que traz gastos para quem está fora de casa por no mínimo 24 horas e no máximo um ano, envolvendo despesas em diferentes atividades nas áreas de transporte, alimentação, hospedagem e lazer. Implica, por isso, grande interface entre vários setores da economia, sendo importante entender bem a articulação entre eles, tanto no que se refere à sua complementaridade quanto aos impactos econômicos que seu desenvolvimento provoca.

A matriz de insumo-produto e o modelo a ela relativo de Leontief (1951) são excelentes ferramentas de análise nesse sentido, permitindo visualizar as articulações entre o turismo e o restante da economia, estimar os impactos do

---

* Os autores agradecem a dois pareceristas anônimos cujas sugestões permitiram aperfeiçoar o artigo. Também agradecem a colaboração e os comentários de Fernanda Sartori de Camargo, Aquiles Rocha de Farias e Denise Imori em versões anteriores deste trabalho. Joaquim J. M. Guilhoto agradece à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) o suporte recebido por meio da Bolsa Capes Proc. N. BEX 3623/09-2.

** Professora-adjunta do Departamento de Economia e do Centro de Excelência em Turismo (CET) da Universidade de Brasília (UnB).

*** Professor titular do Departamento de Economia (FEA) da Universidade de São Paulo (USP) e pesquisador associado do REAL, Universidade de Illinois.

**** Professora titular do Departamento de Economia e do CET da UnB e pesquisadora do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

***** Professor do Departamento de Economia e do CET da UnB e pesquisador do CNPq.

turismo como demandante e ofertante de insumos para a economia brasileira como um todo, bem como avaliar os efeitos do crescimento do setor sobre a renda e o emprego gerados.

Existem vários estudos usando a matriz de insumo-produto para analisar o turismo em diferentes países. Em particular, podemos citar o trabalho de Wien (1989) sobre Vorarlber, na Áustria, e de Archer (1995) para as Bermudas. Mais recentemente temos os trabalhos de Oosterhaven e Fan (2006), analisando o impacto do turismo internacional na economia chinesa; o de Surugiu, Frent e Surugiu (2009) sobre o turismo na Romênia; o de Blake (2008), avaliando o impacto do turismo sobre a distribuição de renda da África Oriental; o de Mitchell e Ashley (2010) sobre turismo como um instrumento para a redução da pobreza; além do livro recentemente editado por Matias, Nijkamp e Neto (2007) que apresentam métodos e aplicações na análise do turismo, com especial destaque para o instrumental de insumo-produto.

Wien (1989) destaca que a melhor maneira de analisar o impacto econômico do turismo é usando matrizes regionais de insumo-produto, e faz isso para calcular os efeitos do turismo na geração de valor adicionado, de receitas de impostos e na criação de empregos. Archer (1995) usa o instrumental de insumo-produto para comparar a contribuição relativa do turismo nas exportações, na geração de renda e emprego, e na renda do setor público, com a dos principais setores exportadores das Bermudas.

Para o Brasil, o trabalho de Casimiro Filho (2002)[1] é referência no assunto. Depois dele, o Centro de Excelência em Turismo (CET) da Universidade de Brasília (UnB) calculou a matriz de insumo-produto e de contabilidade social com dados de 2002, conforme Arbache *et al.* (2008).

No trabalho pioneiro de Casimiro Filho (2002), o autor descreve o turismo no Brasil e mensura os impactos da demanda final sobre o produto, o emprego e a renda, destacando os setores que formam o turismo. No presente artigo, o objetivo também é estimar o potencial gerador de emprego e renda do turismo. O artigo usa, porém, dados de 2006, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), enquanto Casimiro Filho utiliza dados de 1999, e Arbache *et. al* (2008) usam dados de 2002. Além de a análise feita aqui ser bastante mais atualizada, os dados de 2006 embutem pela primeira vez a mudança grande que houve no turismo brasileiro, relacionada com os estímulos que o setor recebeu a partir da criação do Ministério do Turismo (MTur), em 2003.

1. Ver também Casimiro Filho e Guilhoto (2003).

Finalmente, os dados de 2006 do IBGE incorporam as mudanças ocorridas no sistema de contas nacionais em 2007[2] e são bastante mais desagregados do que na época dos trabalhos de Casimiro Filho e Arbache *et al*. De fato, os cálculos anteriores do IBGE contemplavam 54 setores e na nova metodologia o número de setores vai para 85. Essa desagregação, no caso do turismo, é particularmente importante porque as atividades características do turismo atendem tanto a turistas quanto a residentes. Assim, quanto mais desagregados são os setores, maior é a precisão dos setores que, de fato, atendem a turistas.

Os resultados encontrados na literatura sobre os reais benefícios do turismo variam muito de país para país. Assim, enquanto para a África Oriental as indústrias relacionadas com o turismo beneficiam pouco a população mais pobre, não se constituindo em uma atividade indicada para alívio da pobreza (BLAKE, 2008), no caso do Brasil, Blake *et al.* (2008), simulando um aumento de 10% na demanda internacional por turismo no Brasil, encontram um impacto positivo importante na redução da pobreza e da desigualdade. Várias são as razões para tais diferenças, relacionadas à importância do turismo na economia do país, assim como com a qualidade do emprego que o setor pode oferecer relativamente ao que é propiciado, por exemplo, por outros setores, cuja produção concorre com a do turismo em termos de geração de emprego e renda.

Blake (2008) percebe que, no caso da África Oriental, a parcela da renda recebida do turismo pela população mais pobre é menor do que aquela proveniente de exportações de mercadorias, razão pela qual o turismo não se mostra uma boa solução para o alívio da pobreza. O autor observa, porém, que isso pode estar relacionado ao fato de os empregos nos setores turísticos pagarem mais do que os ligados com as exportações de mercadorias. Porém, caso haja um deslocamento da mão de obra para o setor de turismo, poderia haver uma melhora do nível de remuneração dos empregados e da população como um todo.

Oosterhaven e Fan (2006) observam, no caso da China, que o impacto do turismo internacional é consideravelmente menor sobre o emprego e a renda do que sobre o Produto Nacional Bruto (PNB), estimulando, sobretudo, atividades de alto valor adicionado nos modernos setores de serviços. Embora tenha pequeno impacto sobre a economia, a intensidade com que o turismo internacional gera valor agregado testemunha seu potencial para a economia chinesa.

Takasago e Mollo (2008), por sua vez, mostram que é possível aumentar a renda dos mais pobres no Brasil, mas isso não ocorre em qualquer circunstância.

2. No decorrer do ano de 2007, o IBGE divulgou os resultados para os sistemas de contas nacionais (SCN), os quais sofreram alterações metodológicas e de base com relação aos resultados que vinham sendo divulgados até o ano de 2006. Entre as mudanças ocorridas deve ser destacada a alteração do ano base do cálculo das Contas Nacionais, que passou de 1985 para 2000. Esse fato teve como consequência principal a alteração da importância relativa dos setores na economia nacional. Estas alterações afetam diretamente as matrizes de insumo-produto, que foram estimadas e que são a base para o cálculo da importância do turismo para a economia nacional.

Depende de como os aumentos da demanda são obtidos. Mais particularmente, só aumenta a renda dos mais pobres quando a arrecadação e, consequentemente, os gastos do governo não caem, ou quando os ganhos ou as perdas de arrecadação provenientes do aumento da demanda turística são transferidos no sentido de beneficiar as classes de renda mais baixas.

Além de uma desagregação maior dos dados usados para a elaboração deste artigo, diferentemente dos trabalhos anteriores, procurou-se ainda melhorar a apreensão dos impactos dos serviços característicos do turismo, separando a parcela da demanda deles que serve a residentes daquela que atende a turistas. A forma de definir o turismo difere muito em vários trabalhos, e isso se deve, em particular, ao modo de coletar os dados e à disponibilidade dos mesmos que varia muito de país para país. No trabalho de Surugiu, Frent e Surugiu (2009), por exemplo, o turismo é definido apenas como constituído dos setores de hotéis, restaurantes e agências de viagens. Partindo do princípio de que turistas fazem gastos com todos os tipos de mercadorias, estimulando assim a economia de um país, neste trabalho o turismo foi definido de forma mais ampla, incluindo os setores de transporte, alimentação, hospedagem, viagens e cultura e lazer, que são mais característicos como gastos dos visitantes. Contamos, assim, com dados do lado da oferta desses setores. Como, porém, não temos ainda a Conta Satélite do Turismo, em particular os dados de despesas dos turistas nacionais ou internacionais, procuramos separar os gastos dos turistas e dos residentes a partir de pesquisa sobre o emprego no turismo, realizada pelo Ipea em 2006.[3]

Este artigo está organizado da seguinte forma: o tratamento dos dados é apresentado na seção 2, enquanto a metodologia utilizada no trabalho é exposta na seção 3. Os impactos do desenvolvimento do turismo sobre a produção, a renda, o emprego e o valor adicionado são analisados na seção 4. Na seção 5 discute-se a importância do complexo turístico como um todo sobre a geração do PIB e das ocupações, enquanto na seção 6 apresentam-se os comentários finais.

2 TRATAMENTO DOS DADOS

A pesquisa Emprego no Turismo, do Ipea, foi realizada em 2006 e calculou a parte do emprego formal nas diferentes atividades que atendem turistas e residentes, separando a parcela correspondente ao atendimento a turistas. Colheu dados do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED), de trabalho formal nos diferentes setores e encontrou os seguintes percentuais da mão de obra empregada no atendimento a turistas: alojamento, 73,06%; alimentação, 11,92%; transporte, 53,32%; auxiliares de transporte, 19,71%; agências de viagem, 85,70%;

3. Para uma análise detalhada da pesquisa mencionada, ver o artigo de Coelho (2008).

aluguel de transporte, 35,71%; cultura e lazer, 6,69%. No total do emprego nos diferentes setores, 26,19% se referem à prestação de serviço a turistas e não a residentes. Esses foram os percentuais setoriais usados no presente artigo para calcular os serviços turísticos no Brasil, com exceção do setor de transportes.

No caso dos transportes, não foi usado o coeficiente encontrado pelo estudo acima, porque, em primeiro lugar, ele é um item que pode ser bastante desagregado nos dados do IBGE, de forma a excluir setores, como o de transporte de carga, que não se referem ao atendimento a turistas. Em segundo lugar, após a desagregação e a exclusão dos subsetores que só atendem a residentes, obtivemos uma participação do setor de transporte em geral, de 55%, já muito próximo do percentual de 53,32% encontrado pelo Ipea.

A matriz insumo-produto para o ano de 2006 foi construída a partir dos dados preliminares das Contas Nacionais do Brasil, de acordo com a metodologia proposta por Guilhoto; Sesso Filho (2005), que apresenta as informações em um enfoque de produto por setor, a preços básicos, permitindo que cada produto seja produzido por mais de um setor e que cada setor produza mais de um produto, ou seja, existe uma matriz de produção e outra de uso dos insumos. A dimensão da matriz de produção é de 81 setores por 134 produtos e a matriz de uso, de 134 produtos por 81 setores.

Na construção da matriz insumo-produto para o turismo foram utilizados dois métodos. O primeiro consiste em compatibilizar as tabelas de recursos e usos e o segundo faz a agregação de alguns setores (que têm pouca relação com o turismo) e a desagregação de outros setores (que podem ser considerados de maior projeção turística).

Inicialmente fez-se a compatibilização das tabelas de recursos e usos. Conforme Guilhoto, Sesso Filho (2005), parte-se, primeiramente, das tabelas de recursos e de usos de 2006 divulgadas pelo IBGE. A tabela de usos possui valores a preços de mercado, que devem ser transformados a preços básicos. Os valores dos recursos são obtidos da tabela de produção e estão, portanto, a preços básicos. Os dados de usos e serviços, porém, estão expressos a preços ao consumidor, que incluem também os valores das importações, dos impostos indiretos líquidos e das margens de comércio e transporte. Nesse sentido, para se obter a matriz de usos a preços básicos da oferta nacional, torna-se necessário subtrair dos preços de mercado os valores referentes às margens de comércio (MGC) e de transporte (MGT), Imposto Sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), Impostos Sobre Produtos Industrializados (IPI) e Impostos Sobre Serviços (ISS), Outros Impostos Indiretos Líquidos (OIIL), Importação de Bens e Serviços (IMP) e Impostos de Importação (IIMP) de cada produto para cada setor de atividade.

O IBGE disponibiliza o total de impostos e margens embutido nos valores dos produtos da matriz de usos de bens e serviços. O problema central da estimativa da matriz de recursos e usos é distribuir os valores totais de impostos e margens na matriz.

O método para a distribuição dos valores totais entre os diversos setores de atividades da economia consiste em estimar uma matriz de coeficientes a ser multiplicada pelos valores totais. A estimativa dos coeficientes é dada por:

$$\alpha_{ij} = \frac{Z_{ij}}{\sum_{j=1}^{n} Z_{ij}} \tag{1}$$

Na equação (1) Z_{ij} é o valor do produto *i* que é vendido para o setor ou demanda final *j*, a preços de mercado e $\sum_{j=1}^{n} Z_{ij}$ representa o valor total do produto *i* vendido para todos os setores da economia e para a demanda final, onde *n* é o número de setores da economia.

Os valores totais das margens e impostos distribuídos internamente entre as atividades e a demanda final são multiplicados pelos coeficientes encontrados na equação (1). Esses coeficientes são utilizados para se distribuir MGC, MGT, ICMS, IPI/ISS e OIIL.

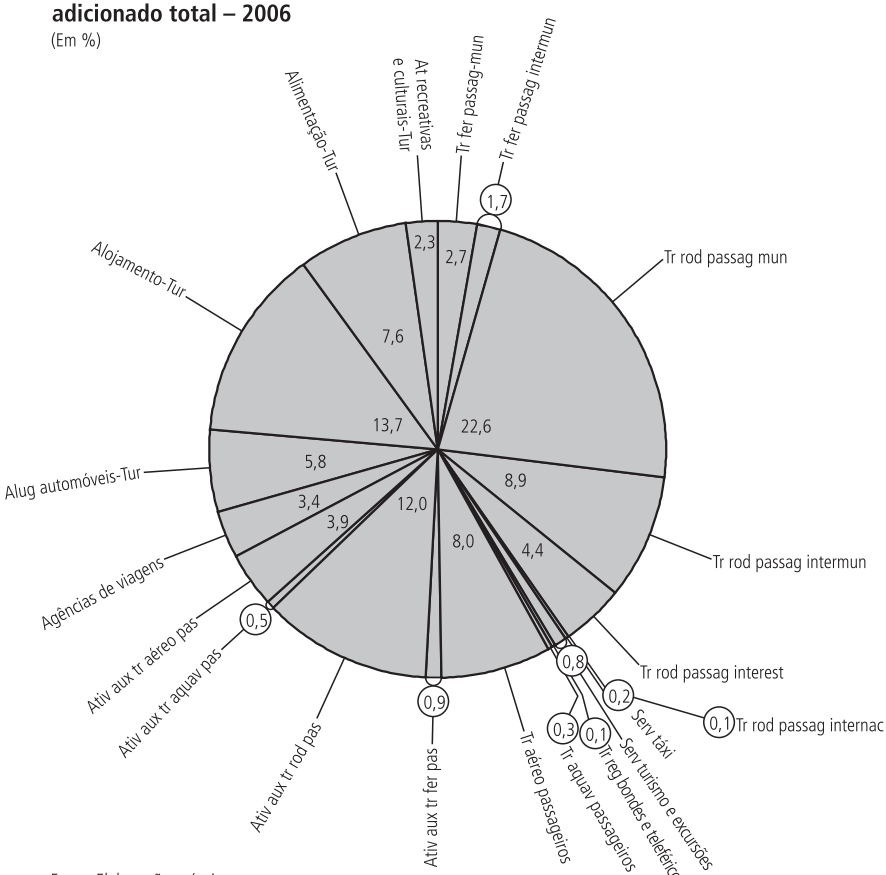
A presença das exportações na demanda final e total implica um tratamento diferenciado para o cálculo dos coeficientes de distribuição da IMP e dos IIMPs. Como esses valores não podem ser alocados para as exportações, as demandas finais e totais têm seu valor diminuído da demanda externa. Feito esse ajuste, os novos coeficientes para a distribuição de IMP e IIMP são calculados de maneira similar ao caso anterior dado pela equação (1).

O turismo é definido pela OMT como o conjunto de serviços que atendem ao turista. No Brasil, com base nos dados do IBGE que estão disponíveis, foram destacados 20 serviços que formam o turismo. O gráfico 1 adiante nos mostra a composição do valor adicionado do turismo, destacando a participação de cada um desses serviços turísticos.

A maior participação desses setores no turismo é a do transporte rodoviário municipal de passageiros (22,6%), seguida do setor de alojamentos (13,7%), do setor auxiliar de transporte rodoviário de passageiros (12,0%), do transporte rodoviário de passageiros intermunicipal (8,9%), do transporte aéreo (8,0%) e da alimentação (7,6%). A parcela do turismo destinada ao lazer propriamente dito (atividades recreativas e culturais) que define preferencialmente a atividade,

segundo a OMT, é bastante menor, respondendo por apenas 2,3% do total. Isso mostra a elevada complementaridade das atividades que constituem o turismo, do ponto de vista econômico. Os atrativos de cultura e lazer, grandes objetos do turismo e responsáveis por ele, têm, porém, como veremos adiante, importante papel gerador de renda, emprego e de valor adicionado, espalhando benefícios por diferentes setores e atividades, mostrando que o impacto sobre a economia como um todo pode ser muito maior.

GRÁFICO 1
Atividades que constituem o turismo no Brasil: participação no valor adicionado total – 2006
(Em %)



Fonte: Elaboração própria.

3 REFERENCIAL METODOLÓGICO

O modelo de insumo-produto de Leontief (1951) fornece a descrição dos fluxos de produtos entre os setores de uma economia para um dado ano, ilustrando a relação entre produtores e consumidores e a inter-relação entre os setores demandando e oferecendo insumos. Os fluxos intersetoriais são determinados tanto por

fatores econômicos como tecnológicos e podem ser descritos como um sistema de equações simultâneas (MILLER; BLAIR, 2009).

Em termos matriciais, o fluxo intersetorial em uma economia pode ser representado por:

$$AX + Y = X \tag{2}$$

em que A é a matriz de coeficientes diretos de insumo, de ordem (n x n) e X e Y são vetores colunas de ordem (n x 1), com valores, respectivamente, da produção total e da demanda final de cada setor.

Tratando-se a demanda final como exógena ao sistema, tem-se:

$$Y = BX \tag{3}$$

$$B = (I - A)^{-1} \tag{4}$$

em que B é a matriz de coeficientes diretos e indiretos ou matriz inversa de Leontief, de ordem (n x n), na qual o elemento b_{ij} deve ser interpretado como a produção total do setor i que é necessária para produzir uma unidade de demanda final do setor j.

Para se calcular o efeito induzido é necessário endogenizar o consumo e a renda das famílias no modelo de insumo-produto; desta forma, em vez de utilizar a matriz A descrita acima, teríamos:

$$\overline{A} = \begin{bmatrix} A & H_c \\ H_r & 0 \end{bmatrix} \tag{5}$$

onde $\overline{A}$ é a nova matriz de coeficientes técnicos ((n + 1) x (n + 1)) contendo a renda (H_r) e o consumo(H_c) das famílias.

Da mesma forma, teríamos que os novos vetores de produção total $\overline{X}$ ((n+1) x 1) e de demanda final Y ((n + 1) x 1) seriam representados, respectivamente, por:

$$\overline{X} = \begin{bmatrix} X \\ X_{n+1} \end{bmatrix} \tag{6}$$

$$\overline{Y} = \begin{bmatrix} Y^* \\ Y^*_{n+1} \end{bmatrix} \tag{7}$$

onde os novos componentes estão relacionados à endogenização do consumo e da renda das famílias.

Desta forma, o sistema de Leontief seria representado como:

$$\overline{Y} = \overline{B}X \tag{8}$$

$$\overline{B} = (I - \overline{A})^{-1} \tag{9}$$

Podemos, além disso, considerar um vetor W (n x 1) em que os elementos w_j podem ser os coeficientes de emprego, ou de importações, impostos, salários, valor adicionado, entre outros, que são obtidos dividindo-se, para cada setor, o valor utilizado destas variáveis na produção total pela produção total do setor correspondente, isto é:

$$w_j = \frac{e_j}{x_j} \tag{10}$$

Assim, podemos calcular o potencial gerador de cada uma dessas variáveis. Suponhamos que w_j seja, por exemplo, emprego. Temos então que:

w_j é o coeficiente de emprego do setor j;

e_j é o pessoal ocupado do setor j;

x_j é a produção no setor j.

Utilizando-se a derivação elaborada acima, podemos calcular o gerador do emprego. Assim temos:

$$E_j = \sum_{i=1}^{n} b_{ij} w_i \tag{11}$$

em que E_j é o gerador de emprego que estima o quanto é gerado de maneira direta, indireta e induzida de emprego para cada unidade monetária produzida para a demanda final do j-ésimo setor.

Da mesma forma podemos calcular todos os demais geradores de salário, remuneração de trabalhador autônomo, valor adicionado etc.

3.1 Índices de ligações

A partir do modelo de Leontief, definido acima, e seguindo-se Rasmussen (1956) e Hirschman (1958), consegue-se calcular também os índices de ligação para trás – quando o setor demanda dos demais insumos necessários à sua própria produção –, e para frente – quando oferece insumos para os demais setores da economia.

Desse modo, definindo-se B como a matriz inversa de Leontief, b_{ij} como sendo um elemento da matriz inversa de Leontief, B^* como sendo a média de todos os elementos de B; e B_{*j} como sendo a soma de uma coluna típica de B, tem-se, então, os índices de ligações para trás a seguir:

$$U_j = \left[B_{*j} / n \right] / B^* \tag{13}$$

Definindo-se F como sendo a matriz de coeficientes da linha obtida a partir da matriz de consumo intermediário da economia, G como sendo a matriz de Ghosh obtida pela fórmula $G = (I - F)^{-1}$ (ver MILLER; BLAIR, 2009), G^* como sendo a média de todos os elementos de G, e G_{i*} como sendo a soma de uma linha típica de G, tem-se, então, os seguintes índices de ligações para frente:

$$U_i = [G_{i*} / n] G^* \tag{14}$$

Os índices de ligação de Hirschman (1958) e Rasmussen (1956) mensuram o efeito de encadeamento de um determinado setor com o restante da economia. O índice puro de ligação apresentado a seguir é semelhante ao índice de Hirschman e Rasmussen, entretanto existe a diferença de que leva em conta o valor da produção respectiva a cada setor. Nos índices puros de ligação, os valores monetários das interações inter e intrassetoriais são considerados, como também o é a relevância do setor do ponto de vista do volume absoluto de produção. Os setores indicados como os mais importantes dentro da economia por esse método são, em geral, aqueles que unem grande interação e expressiva produção.

Em linhas gerais, os índices de ligação de Hirschman e Rasmussen avaliam, principalmente, os coeficientes técnicos de produção, preocupando-se com o quanto a tecnologia adotada por cada setor é dependente ou fornecedora de insumos. Os índices puros de ligação, por sua vez, avaliam adicionalmente a importância dos volumes fornecidos ou demandados.

Seguindo Guilhoto, Sonis e Hewings (2005), o índice puro de ligação permite isolar determinado setor *j* do restante da economia, de forma a definir o efeito das ligações totais desse setor na economia. Em outras palavras, o índice puro de ligações indica a diferença entre a produção total na economia e a produção na economia se o setor *j* não comprasse insumos do resto da economia nem vendesse sua produção para o restante desta.

Para isso, torna-se necessário decompor a matriz de coeficientes técnicos de produção (*A*), da seguinte forma:

$$A = \begin{bmatrix} A_{jj} & A_{jr} \\ A_{rj} & A_{rr} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{jj} & A_{jr} \\ A_{rj} & 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & A_{rr} \end{bmatrix} = A_j + A_r \tag{15}$$

em que A_{jj} é a matriz de insumos diretos do setor *j*; A_{rj} é a matriz de insumos diretos que o setor *j* adquire do resto da economia; A_{jr} é a matriz de insumos diretos que o resto da economia adquire do setor *j*; A_{rr} é a matriz de insumos diretos do resto da economia; A_j refere-se ao setor *j* isolado do resto da economia; e A_r representa o restante da economia.

A partir da expressão (15) pode-se chegar à expressão (16) abaixo:

$$B = (\mathrm{I} - A)^{-1} = \begin{pmatrix} B_{jj} & B_{jr} \\ B_{rj} & B_{rr} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Delta_{jj} & 0 \\ 0 & \Delta_{rr} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta_j & 0 \\ 0 & \Delta_r \end{pmatrix} \begin{pmatrix} I & A_{jr}\Delta_r \\ A_{rj}\Delta_j & I \end{pmatrix} \tag{16}$$

onde:

$$\Delta_j = (I - A_{jj})^{-1}$$

$$\Delta_r = (I - A_{rr})^{-1}$$

$$\Delta_{jj} = (I - \Delta_j A_{jr} \Delta_r A_{rj})^{-1}$$

$$\Delta_{rr} = (I - \Delta_j A_{rj} \Delta_j A_{jr})^{-1}$$

A partir da expressão (16) acima, Guilhoto, Sonis e Hewings (2005) derivam os índices puros de ligações para trás (*PBL*) e para frente (*PFL),* que são dados pelas fórmulas (17) e (18) abaixo:

$$PBL = \Delta_r \Delta_{rj} \Delta_j Y_j \tag{17}$$

$$PFL = \Delta_j A_{jr} \Delta_r Y_r \tag{18}$$

Outra vantagem dos índices puros em relação aos de Hirschman-Rasmussen é que, caso se deseje saber qual é o índice puro do total de ligações (*PTL*) de cada setor na economia, é possível somar o *PBL* com o *PFL*, dado que estes índices são expressos em valores correntes.

$$PTL = PBL + PFL \tag{19}$$

Quando se pretende fazer uma análise comparativa dos índices puros com os de ligações de Hirschman-Rasmussen pode-se proceder a uma normalização dos índices puros. Essa normalização é feita dividindo-se o valor da produção em cada setor pelo valor médio da economia.

O índice puro de ligação para trás normalizado é definido como

$$PBLN_i = PBL_i \Big/ \left(\sum_{i=1}^{n} PBL_i \Big/ n \right) \tag{20}$$

O índice puro de ligações para frente normalizado é

$$PFLN_i = PFL_i \Big/ \left(\sum_{i=1}^{n} PFL_i \Big/ n \right) \tag{21}$$

Já o índice puro total normalizado das ligações de cada setor é dado por:

$$PTLN_i = PTL_i \Big/ \left(\sum_{i=1}^{n} PTL_i \Big/ n \right) \tag{22}$$

3.2 O PIB do complexo turístico

Seguindo a metodologia proposta e detalhada em Guilhoto *et al*. (2007) e utilizada na mensuração da importância do agronegócio para a economia brasileira, é possível derivar a metodologia a seguir, utilizada para a mensuração do PIB do complexo turístico da economia brasileira.

O complexo turístico pode ser dividido em três agregados: I - fornecedores de insumos e produtos; II - complexo turístico; e III - atividades de serviços ligadas com os itens (I) e (II).

O PIB é obtido pela soma do valor adicionado a preços básicos aos impostos indiretos líquidos resultando na seguinte expressão:

$$PIB = VA_{PB} + IIL \tag{23}$$

onde:

PIB = Produto Interno Bruto;

VA_{PB} = valor adicionado a preços básicos;

IIL = impostos indiretos líquidos.

Para o cálculo do PIB do Agregado I (fornecedores de produtos e serviços) são utilizadas as informações disponíveis nas tabelas de insumo-produto referentes aos valores dos insumos adquiridos pelos setores do complexo turístico, cuja relação pode ser vista na tabela 3. As colunas com os valores dos insumos são multiplicadas pelos respectivos coeficientes do PIB ($CPIB_i$).

Para obter os coeficientes do PIB divide-se o PIB setorial pela produção do setor (X_i), ou seja:

$$CPIB_i = PIB_i / X_i \tag{24}$$

Para cada setor k pertencente ao complexo turístico, o coeficiente do PIB é multiplicado pelo valor do insumo do setor i adquirido por este setor. Para se evitar dupla contagem, os setores pertencentes ao complexo turístico têm o seu valor considerado no Agregado II, ou seja, os seus insumos não são considerados no agregado I. Desta forma temos que o PIB do Agregado I para o setor k do complexo do turismo é dado por:

$$PIB_k^I = \sum_{i=1}^{n, i \neq k} z_{ik} . CPIB_i \tag{25}$$

onde:

PIB_k^I = Produto Interno Bruto do Agregado I do setor *k* turístico;

n = número de setores na matriz de insumo-produto;

z_{ik} = valor total do insumo do setor *i* destinado ao setor *k* do turismo;

$CPIB_i$ = coeficiente do PIB do setor *i*.

Para o Agregado II, o PIB do setor *k* do turismo é dado por:

$$PIB_k^{II} = PIB_k \tag{26}$$

onde PIB_k^{II} = Produto Interno Bruto do Agregado II do setor *k* turístico,

O Agregado III compreende os setores de transportes, comércio e serviços (exceto os setores do complexo turístico). O tratamento dado para este conjunto de setores é determinar a participação da demanda final do setor *k* do complexo turístico na demanda final global (coeficiente) e multiplicar este coeficiente pelo total do valor agregado dos serviços, excluídos os setores do turismo, ou seja:

$$AS = PIBTrans + PIBC + PIBS \tag{27}$$

$$PIB_k^{III} = AS.\frac{DF_k}{DFG} \tag{28}$$

onde:

AS = Agregado de serviços;

PIBTrans = PIB dos setores de transporte não ligados ao turismo;

PIBC = PIB do setor de comércio;

PIBS = PIB do setor de serviços não ligado ao turismo;

PIB_k^{III} = PIB do Agregado III do setor *k* turístico;

DF_k = demanda final do setor turístico *k;*

DFG = demanda final global da economia.

O PIB do setor *k* do turismo é dado desta forma por:

$$PIB_k^T = PIB_k^I + PIB_k^{II} + PIB_k^{III} \tag{29}$$

Enquanto o PIB do complexo turístico para cada um dos seus agregados e como um todo é dado pela soma dos PIB*s* de cada um dos setores que pertencem a este complexo, ou seja:

$$PIBT^{I} = \sum_{k=1}^{t} PIB_{k}^{I} \tag{30}$$

$$PIBT^{II} = \sum_{k=1}^{t} PIB_{k}^{II} \tag{31}$$

$$PIBT^{III} = \sum_{k=1}^{t} PIB_{k}^{III} \tag{32}$$

$$PIBT = PIB^{I} + PIB^{II} + PIB^{III} \tag{33}$$

Pode-se mensurar o pessoal ocupado na produção dos bens e serviços utilizados na cadeia produtiva que inclui os setores turísticos como o elo final. Procedimento similar ao cálculo do PIB pode ser aplicado utilizando-se o coeficiente de pessoal ocupado em vez do coeficiente do PIB, sendo este obtido pela divisão do pessoal ocupado no setor *i* (PO_i) pela produção total deste setor, ou seja:

$$CPO_i = PO_i / X_i \tag{34}$$

4 OS SETORES TURÍSTICOS NA ECONOMIA BRASILEIRA

Utilizando-se da metodologia apresentada na seção 2 , esta seção faz uma análise da importância relativa dos setores turísticos dentro da economia brasileira em termos da sua participação na economia, das suas ligações com os outros setores e da sua capacidade de geração de renda e emprego.

4.1 O turismo e a sua relação com o resto da economia

A tabela 1 mostra de uma forma resumida a matriz de insumo-produto agregada em oito grandes setores, a saber: agropecuária, extrativa mineral, indústria de transformação, serviços industriais de utilidade pública, construção civil, comércio, serviços turísticos e serviços não turísticos, de forma a ser possível analisar a relação entre o turismo e os vários setores econômicos, bem como uma primeira estimativa da contribuição do setor para a economia brasileira em termos de produção e renda.

Nas primeiras oito linhas e oito colunas, vemos as relações que os setores estabelecem entre si no processo produtivo. A leitura de cada setor pelas linhas mostra quanto cada setor produz de insumo para os demais. As colunas indicam quanto cada setor utiliza de insumo dos demais, para produzir. Assim, na linha dos serviços que constituem o turismo vemos que o setor fornece insumos produtivos principalmente para o setor de serviços (R$ 9.406 milhões), enquanto a coluna do turismo mostra que ele depende principalmente, para produzir, de insumos provenientes da indústria de transformação (R$ 20.926 milhões), e em menor medida do setor de serviços (R$ 10.628 milhões). A demanda final brasileira mostra que o turismo é, sobretudo, importante como um item de consumo das famílias.

A tabela 2 adiante compara algumas variáveis no turismo e na economia brasileira. Observe-se que o turismo se destaca, em particular, nas variáveis onde apresenta uma participação maior do que a sua contribuição para o PIB. Assim, o destaque maior é o peso do fator trabalho na produção do serviço turístico, em particular dos trabalhadores autônomos. Esse se destaca quando comparado à participação do trabalho na economia brasileira, o que é visto como uma vantagem do turismo para reduzir o desemprego no Brasil. De forma a melhor analisar e avaliar esse potencial, porém, é preciso analisar as ligações entre as várias atividades que formam o setor turismo e a economia brasileira como um todo e o potencial gerador de emprego e renda de cada serviço turístico, comparando-o com o potencial médio brasileiro.

As relações entre o turismo e os demais setores da economia podem ser mais bem avaliadas, conforme já mencionado, por meio dos indicadores de ligação para trás (decorrentes de demanda pelo turismo de insumos provenientes de outros setores) e para frente (decorrentes da oferta ou do fornecimento de insumos do setor turismo para outros setores da economia). Isso aparece na tabela 3 adiante, que descreve os índices de ligação de cada setor que constitui o turismo com o restante da economia brasileira.

Analisando a tabela 3, vemos que para o turismo os índices de ligações para trás apresentam valores maiores do que os índices de ligações para frente, ou seja, consome muitos insumos provenientes de outros setores, embora forneça menos insumos para os demais processos produtivos. Esse é um resultado comum deste tipo de atividade, dado que a maior parte do valor da produção deste conjunto de setores se destina ao atendimento da demanda final, fato também observado por Oosterhaven e Fan (2006), referindo-se à China e mencionado também nos trabalhos anteriores de Archer (1995), sobre as Bermudas, e de Archer e Fletcher, (1996), sobre Seychelles. O mesmo se observa para a África Oriental no trabalho já citado de Blake (2006).

TABELA 1

Matriz de insumo-produto do turismo resumida[1] – 2006

(Em R$ milhões)

	Agropecuária	Extrativa mineral	Indústria de transformação	S.I.U.P.	Construção civil	Comércio	Serviços turísticos	Serviços não turísticos	Consumo intermediário (C)	Consumo das famílias	Exportações	Resto da demanda final	Demanda final (D)	Valor da produção (C + D)
Agropecuária	16.111	21	108.503	4	47	23	312	3.173	128.196	39.966	19.531	10.250	69.747	197.943
Extrativa mineral	902	5.179	75.655	4.291	1.463	29	19	183	87.723	1.646	33.457	2.273	37.376	125.099
Indústria de transformação	41.344	14.329	436.660	7.901	50.551	17.857	20.926	120.421	709.989	364.658	193.826	122.019	680.504	1.390.493
S.I.U.P.	1.230	3.302	33.546	26.912	409	6.161	1.595	24.854	98.009	44.124	18	27	44.170	142.179
Construção civil	2	1.535	1.732	12	3.546	234	36	20.697	27.793	225	932	152.213	153.371	181.164
Comércio	8.048	2.561	69.355	1.590	9.120	8.504	5.408	35.499	140.085	131.054	30.343	30.592	191.989	332.074
Serviços turísticos	142	359	3.443	125	369	1.040	825	9.406	15.710	74.124	4.595	228	78.946	94.656
Serviços não turísticos	6.679	28.772	128.358	12.904	8.184	51.388	10.628	299.616	546.528	555.744	37.412	517.794	1.110.950	1.657.478
Importações	6.381	5.404	111.902	3.897	5.114	6.313	2.810	30.189	172.009	60.421	0	39.249	99.670	271.679
Impostos sobre insumos	5.874	4.773	67.302	8.129	6.075	6.917	4.764	56.477	160.310	124.071	20.342	30.340	174.753	335.063
Consumo Intermediário (A)	86.714	66.235	1.036.456	65.765	84.877	98.466	47.323	600.516	2.086.352	1.396.034	340.457	904.985	2.641.476	4.727.828
Remunerações	47.003	11.773	177.957	16.183	29.210	107.853	26.977	552.435	969.391					
Rendimento misto bruto	47.984	277	15.784	0	22.784	42.378	7.463	76.249	212.919					
Excedente operacional bruto (EOB)	15.089	46.074	150.766	59.557	43.967	78.883	12.428	418.547	825.311					
Impostos líquidos sobre a produção	1.153	740	9.530	674	326	4.494	464	9.732	27.113					
Valor adicionado Bruto (B)	111.229	58.864	354.037	76.414	96.287	233.608	47.333	1.056.962	2.034.734					
Valor da produção (A + B)	197.943	125.099	1.390.493	142.179	181.164	332.074	94.656	1.657.478	4.121.086					
Pessoal ocupado	18.400.802	271.077	11.643.049	380.027	5.932.767	15.480.735	3.106.243	38.032.263	93.246.963					

Fonte: Elaboração própria.

Nota: [1]Pessoal ocupado encontra-se medido em número de pessoas.

TABELA 2
O turismo e a economia brasileira – 2006
(Em R$ milhões)

Indicadores macroeconômicos	Economia do Brasil (A)	Turismo (B)	B/A (%)
Valor bruto da produção	4.727.828	94.656	2,00
Valor adicionado	2.034.734	47.333	2,33
Demanda total	2.288.106	78.946	3,45
Salários de trabalhadores	969.391	26.977	2,78
Remunerações de autônomos	212.919	7.463	3,51
Remunerações de trabalhadores e autônomos	1.182.310	34.440	2,91
Excedente operacional bruto (capital)	825.311	12.428	1,51

Fonte: Elaboração própria.

TABELA 3
Índices de ligações de Hirschman-Rasmussen (H-R) e puro dos serviços turísticos do Brasil – 2006

Setores do turismo	Índice H-R		Índice puro		
	Trás	Frente	Trás	Frente	Total
Transporte ferroviário de passageiros municipal	0,826	0,762	0,039	0,020	0,030
Transporte ferroviário de passageiros intermunicipal	0,843	0,748	0,027	0,012	0,020
Transporte rodoviário de passageiros municipal	0,995	0,751	0,725	0,212	0,469
Transporte rodoviário de passageiros intermunicipal	0,855	0,745	0,152	0,062	0,107
Transporte rodoviário de passageiros interestadual	0,892	0,747	0,089	0,033	0,061
Transporte rodoviário de passageiros internacional	0,988	0,749	0,002	0,001	0,001
Serviços de táxi	0,811	0,693	0,003	0,001	0,002
Serviços de turismo e excursões	0,789	0,695	0,011	0,004	0,007
Transporte regular em bondes e teleféricos	0,638	0,691	0,000	0,000	0,000
Transporte aquaviário de passageiros	1,050	0,742	0,013	0,003	0,008
Transporte aéreo de passageiros	1,289	0,678	1,242	0,117	0,680
Ativ. aux. transp. ferroviário de passageiros	0,625	0,870	0,002	0,008	0,005
Ativ. aux. transp. rodoviário de passageiros	0,671	0,882	0,051	0,116	0,084
Ativ. aux. transp. aquaviário de passageiros	0,640	0,884	0,002	0,005	0,003
Ativ. aux. transp. aéreo de passageiros	1,001	0,966	0,092	0,080	0,086
Agências e organizadoras de viagens	1,003	1,115	0,060	0,099	0,079
Aluguel de automóveis e de outros meios de transporte terrestre	0,648	0,661	0,026	0,016	0,021
Alojamento	0,970	0,588	0,525	0,018	0,272
Alimentação	1,112	0,587	0,432	0,009	0,221
Atividades recreativas e culturais	0,755	0,651	0,027	0,008	0,017
Média da economia	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

Fonte: Elaboração própria.

Em termos de índices puros, entre os serviços turísticos que mais geram efeitos para trás encontra-se o setor aéreo, seguido do setor de transporte rodoviário municipal de passageiros. Este último serviço, além disso, é o que mais ligação para frente apresenta, ou seja, é o serviço, entre os turísticos, que mais é utilizado como fornecedor de insumo pela economia como um todo. No caso do índice de Hirschman-Rasmussen merecem destaques os setores de transporte aéreo de passageiros, alimentação, transporte aquaviário de passageiros, atividades auxiliares de transporte aéreo de passageiros e agências e organizadores de viagens. Neste último caso, este setor também apresenta índices de ligação para frente maiores do que um, sendo dessa forma o único setor dos serviços turísticos que apresenta os dois valores maiores do que um.

4.2 O potencial gerador de emprego e renda do turismo

Os dados contidos na tabela 1 permitem visualizar o valor adicionado pelo setor do turismo (R$ 47.333 milhões), assim como enseja compará-lo com os demais setores da economia. Vemos, por exemplo, que o setor tem um potencial de geração de remuneração maior do que a indústria extrativa mineral e do que os serviços industriais de utilidade pública, e é praticamente equivalente ao da construção civil, e emprega muito, quando observamos que a massa de pessoas ocupadas se aproxima da ocupada pela construção civil, reconhecida como portadora de bom potencial de emprego. Esses potenciais podem ser mais bem avaliados nas tabelas 4 e 5 a seguir, onde se calcula o poder gerador de produção, emprego, renda e valor adicionado dos serviços que formam o turismo. Esses são indicadores que descrevem melhor a importância econômica do turismo.

A tabela 4 mostra, por exemplo, o impacto que o aumento de uma unidade de produção turística tem sobre a produção de outros setores. A geração de produção pode ser de forma direta, quando ocorre no próprio setor, ao responder, por exemplo, a um aumento de demanda, mas pode ocorrer de forma indireta, ao afetar outros setores que precisam crescer para atender à maior demanda dos serviços turísticos, e pode ser de forma induzida. Neste último caso, a produção da economia como um todo precisa aumentar para atender ao aumento de consumo que surge do crescimento de renda e emprego com os aumentos de produção direta e indireta.

A tabela 4 mostra que os setores que mais geram produção, quando somados os efeitos diretos, indiretos e induzidos, são os setores de alimentação, transporte aéreo de passageiros e de atividades auxiliares do transporte aéreo de passageiros. O maior poder gerador de produção mostra que esses setores, quando em crescimento, podem funcionar como bons promotores de outros, mas mostra também que, em ocasião de crise ou problema nas suas produções, ou substituição de suas produções por produção externa, podem proporcionar problemas e reduções de

produção muito maiores do que os dos seus próprios setores para a economia brasileira como um todo.

TABELA 4
Brasil: poder gerador de produção dos serviços turísticos – 2006

Setores do turismo	Geração de produção				
	Direto	Indireto	Induzido	Total	Direto + Indireto
Transporte ferroviário de passageiros municipal	1.000	501	2.036	3.537	1.501
Transporte ferroviário de passageiros intermunicipal	1.000	533	2.027	3.560	1.533
Transporte rodoviário de passageiros municipal	1.000	808	1.891	3.699	1.808
Transporte rodoviário de passageiros intermunicipal	1.000	554	1.846	3.400	1.554
Transporte rodoviário de passageiros interestadual	1.000	622	1.810	3.431	1.622
Transporte rodoviário de passageiros internacional	1.000	796	1.726	3.522	1.796
Serviços de táxi	1.000	474	1.849	3.323	1.474
Serviços de turismo e excursões	1.000	434	1.868	3.302	1.434
Transporte regular em bondes e teleféricos	1.000	159	2.040	3.199	1.159
Transporte aquaviário de passageiros	1.000	908	1.656	3.564	1.908
Transporte aéreo de passageiros	1.000	1.342	1.417	3.760	2.342
Ativ. aux. transp. ferroviário de passageiros	1.000	135	1.892	3.028	1.135
Ativ. aux. transp. rodoviário de passageiros	1.000	220	1.876	3.096	1.220
Ativ. aux. transp. aquaviário de passageiros	1.000	163	2.212	3.374	1.163
Ativ. aux. transp. aéreo de passageiros	1.000	819	1.929	3.748	1.819
Agências e organizadoras de viagens	1.000	823	1.839	3.663	1.823
Aluguel de automóveis e de outros meios de transporte terrestre	1.000	177	1.279	2.456	1.177
Alojamento	1.000	762	1.857	3.619	1.762
Alimentação	1.000	1.021	1.758	3.779	2.021
Atividades recreativas e culturais	1.000	372	2.208	3.580	1.372
Média da economia	1.000	817	1.634	3.451	1.817

Fonte: Elaboração própria.

Na geração de empregos, conforme é possível observar na tabela 5, destacam-se os setores de atividades recreativas e culturais, de alimentação e de alojamento, nesta ordem, quando contemplados os efeitos geradores de empregos diretos, ou seja, no próprio setor; indiretos, em outros setores que fornecem insumos; e induzidos, em terceiros setores cuja produção precisa aumentar para atender ao maior consumo proveniente dos empregos diretos e indiretos criados. O setor de atividades recreativas e culturais, observe-se, tem um potencial gerador de empregos mais de duas vezes maior do que o da média da economia brasileira.

Quanto à geração de renda, analisamos separadamente as remunerações de trabalhadores assalariados, agregando depois a elas os trabalhadores autônomos ou por conta própria, porque é sabido que eles têm participação importante no turismo, conforme destacado em vários trabalhos sobre o assunto (BLAKE *et al.*, 2008; ANDRADE *et al.*, 2008).

TABELA 5
Brasil: poder de geração de empregos dos serviços turísticos (número de pessoas) devido a um aumento de R$ 1 milhão na sua demanda final – 2006

Setores do turismo	Geração de emprego				
	Direto	Indireto	Induzido	Total	Direto + Indireto
Transporte ferroviário de passageiros municipal	15	7	50	72	23
Transporte ferroviário de passageiros intermunicipal	18	7	50	74	24
Transporte rodoviário de passageiros municipal	46	11	46	104	58
Transporte rodoviário de passageiros intermunicipal	34	8	45	87	42
Transporte rodoviário de passageiros interestadual	37	9	44	90	45
Transporte rodoviário de passageiros internacional	27	11	42	80	38
Serviços de táxi	40	6	45	92	46
Serviços de turismo e excursões	37	6	46	89	43
Transporte regular em bondes e teleféricos	19	2	50	71	21
Transporte aquaviário de passageiros	8	12	40	61	20
Transporte aéreo de passageiros	3	18	35	56	21
Ativ. aux. transp. ferroviário de passageiros	24	2	46	72	26
Ativ. aux. transp. rodoviário de passageiros	27	3	46	76	30
Ativ. aux. transp. aquaviário de passageiros	26	2	54	82	28
Ativ. aux. transp. aéreo de passageiros	37	11	47	95	48
Agências e organizadoras de viagens	42	12	45	99	54
Aluguel de automóveis e de outros meios de transporte terrestre	16	4	31	51	20
Alojamento	39	21	45	105	60
Alimentação	47	28	43	118	75
Atividades recreativas e culturais	155	7	54	217	163
Média da economia	23	14	40	77	37

Fonte: Elaboração própria.

Quando apenas as remunerações dos trabalhadores assalariados são contempladas, como na tabela 6, observa-se que se destacam os setores de atividades auxiliares do transporte aquaviário de passageiros, em primeiro lugar, em termos de potencial gerador de rendimentos totais, ou seja, diretos (no próprio setor), indiretos (em outros setores) e induzidos (pelos aumentos de renda diretos e indiretos, que aumentam o consumo e, por isso, induzem outros aumentos de empregos e rendas para atendê-lo). Também os setores de transporte ferroviário municipal e intermunicipal de passageiros e de atividades auxiliares do transporte aéreo de passageiros apresentam destaque na geração de salários.

Quando, porém, são acrescentados os trabalhadores autônomos ou por conta própria, como na tabela 7, destacam-se com maior potencial de geração de renda os setores de atividades recreativas e culturais e de atividades auxiliares do transporte aquaviário de passageiros.

TABELA 6
Brasil: potencial gerador de renda dos serviços turísticos. Remunerações de trabalhadores assalariados – 2006

Setores do turismo	Geração de remuneração de trabalhadores				
	Direto	Indireto	Induzido	Total	Direto + Indireto
Transporte ferroviário de passageiros municipal	474	79	403	956	554
Transporte ferroviário de passageiros intermunicipal	487	75	401	963	563
Transporte rodoviário de passageiros municipal	424	121	374	920	546
Transporte rodoviário de passageiros intermunicipal	330	83	365	778	413
Transporte rodoviário de passageiros interestadual	314	93	358	765	407
Transporte rodoviário de passageiros internacional	281	119	341	741	400
Serviços de táxi	318	69	366	752	387
Serviços de turismo e excursões	323	65	369	757	387
Transporte regular em bondes e teleféricos	408	24	403	836	432
Transporte aquaviário de passageiros	244	137	327	709	382
Transporte aéreo de passageiros	140	199	280	619	339
Ativ. aux. transp. ferroviário de passageiros	278	20	374	672	298
Ativ. aux. transp. rodoviário de passageiros	284	32	371	686	315
Ativ. aux. transp. aquaviário de passageiros	557	24	437	1.018	581
Ativ. aux. transp. aéreo de passageiros	464	119	381	963	582
Agências e organizadoras de viagens	375	131	364	870	506
Aluguel de automóveis e de outros meios de transporte terrestre	132	36	253	420	167
Alojamento	239	147	367	753	385
Alimentação	168	167	347	683	336
Atividades recreativas e culturais	257	74	436	768	332
Média da economia	226	139	323	688	365

Fonte: Elaboração própria.

Quando incluímos os trabalhadores por conta própria ou autônomos no total das remunerações, o potencial gerador de renda mostra-se ainda maior, uma vez que em quase todos os serviços turísticos o potencial gerador é superior ao da média da economia brasileira, que aparece ao final de cada quadro. As exceções são os serviços de aluguel de automóvel e de transporte aéreo de passageiros, cujo potencial gerador de renda é inferior à média da economia.

Quanto à contribuição dos diversos setores para a geração de valor adicionado, destacam-se, na tabela 8, os auxiliares de transporte aéreo de passageiros e as atividades recreativas e culturais, nessa ordem.

Os indicadores acima de potencial gerador de emprego e renda são importantes ao definir políticas públicas prioritárias, uma vez que, como sabemos, recursos escassos, se pulverizados, tendem a comprometer os resultados das medidas de estímulo implementadas. Observa-se, por exemplo, nesses dados, um setor que se destaca não apenas como gerador de emprego, mas também de renda e valor

adicionado, que é o de atividades recreativas e culturais, assim como os setores de alimentação e auxiliares de transporte aéreo se destacam como excelentes geradores de produção e de valor adicionado, devendo ser encarados com cuidado ao planejar políticas de estímulo ao emprego, à renda e à produção. A importância, por exemplo, do setor de atividades recreativas e culturais, tanto na geração de emprego como de renda, indica a importância de estimular o desenvolvimento do turismo de lazer no Brasil, inclusive ampliando a duração das viagens de negócios. Observe-se que a participação das atividades recreativas e culturais é ainda muito pequena no turismo, conforme o gráfico 1, mas apesar disso apresentou excelente potencial gerador de emprego e renda. Isso nos dá ideia dos ganhos em termos de renda e emprego que pode fornecer, tendo em vista as possibilidades amplas que ainda apresenta para seu crescimento.

TABELA 7
Brasil: potencial gerador de renda dos serviços turísticos. Remunerações de trabalhadores assalariados e autônomos – 2006

Setores do turismo	Geração de remuneração de trabalhadores e autônomos				
	Direto	Indireto	Induzido	Total	Direto + Indireto
Transporte ferroviário de passageiros municipal	548	104	526	1.179	652
Transporte ferroviário de passageiros intermunicipal	555	98	524	1.176	652
Transporte rodoviário de passageiros municipal	453	156	489	1.098	609
Transporte rodoviário de passageiros intermunicipal	446	108	477	1.032	554
Transporte rodoviário de passageiros interestadual	421	121	468	1.010	542
Transporte rodoviário de passageiros internacional	362	154	446	962	516
Serviços de táxi	455	91	478	1.024	546
Serviços de turismo e excursões	467	85	483	1.035	552
Transporte regular em bondes e teleféricos	580	35	527	1.142	615
Transporte aquaviário de passageiros	314	176	428	919	491
Transporte aéreo de passageiros	156	254	366	776	410
Ativ. aux. transp. ferroviário de passageiros	501	29	489	1.019	530
Ativ. aux. transp. rodoviário de passageiros	487	45	485	1.017	532
Ativ. aux. transp. aquaviário de passageiros	675	35	572	1.282	710
Ativ. aux. transp. aéreo de passageiros	478	153	499	1.130	631
Agências e organizadoras de viagens	414	167	475	1.057	581
Aluguel de automóveis e de outros meios de transporte terrestre	141	47	331	519	188
Alojamento	375	197	480	1.052	572
Alimentação	297	237	454	989	534
Atividades recreativas e culturais	636	95	571	1.302	731
Média da economia	291	177	422	891	469

Fonte: Elaboração própria.

TABELA 8
Brasil: potencial gerador de valor adicionado dos serviços turísticos – 2006

Setores do turismo	Geração de valor adicionado				
	Direto	Indireto	Induzido	Total	Direto + Indireto
Transporte ferroviário de passageiros municipal	688	207	1.019	1.915	896
Transporte ferroviário de passageiros intermunicipal	683	203	1.015	1.901	886
Transporte rodoviário de passageiros municipal	510	319	947	1.776	829
Transporte rodoviário de passageiros intermunicipal	662	221	924	1.807	883
Transporte rodoviário de passageiros interestadual	622	247	906	1.775	869
Transporte rodoviário de passageiros internacional	518	313	864	1.695	831
Serviços de táxi	713	187	926	1.825	900
Serviços de turismo e excursões	735	173	935	1.843	909
Transporte regular em bondes e teleféricos	899	68	1.021	1.989	968
Transporte aquaviário de passageiros	448	359	829	1.636	807
Transporte aéreo de passageiros	192	523	709	1.424	714
Ativ. aux. transp. ferroviário de passageiros	915	58	947	1.920	972
Ativ. aux. transp. rodoviário de passageiros	865	90	939	1.894	954
Ativ. aux. transp. aquaviário de passageiros	899	68	1.107	2.074	967
Ativ. aux. transp. aéreo de passageiros	510	315	965	1.791	825
Agências e organizadoras de viagens	491	336	921	1.748	827
Aluguel de automóveis e de outros meios de transporte terrestre	891	84	640	1.615	975
Alojamento	492	371	930	1.792	863
Alimentação	440	391	880	1.711	831
Atividades recreativas e culturais	741	188	1.105	2.034	929
Média da economia	480	347	818	1.645	827

Fonte: Elaboração própria.

5 A CONTRIBUIÇÃO ECONÔMICA DO COMPLEXO TURÍSTICO COMO UM TODO

De forma a ter uma melhor ideia do que ocorre na economia como reflexo do desenvolvimento do turismo, analisamos aqui o complexo turístico como um todo, ou seja, não apenas os serviços turísticos propriamente ditos, mas a parcela de outros setores que têm seu desenvolvimento ligado ao turismo pelo fornecimento de insumos, ou porque usam os serviços turísticos como insumos na sua produção.

Calculamos, a esse respeito, a contribuição do complexo turístico como um todo não apenas para a geração do PIB da economia, mas também para a geração de ocupações.

No que se refere à contribuição para o PIB brasileiro, vemos que, quando contemplados apenas os serviços turísticos, ela é de 2,3%. Incluídos, porém, tanto os insumos usados pelo turismo, quanto os outros serviços da economia que são demandados por conta das atividades turísticas, essa contribuição alcança 5,0%,

indicando o grande potencial que o setor tem para o desenvolvimento do PIB brasileiro, bem como os riscos de perdas envolvidas, quando o setor se retrai. É o que se acha descrito na tabela 9. A participação dos principais serviços turísticos no PIB do complexo turístico, por sua vez, encontra-se descrita no gráfico 2, onde se destaca a participação dos setores de transporte rodoviário (39,9%), transporte aéreo (21%), alojamento turístico (16,1%) e alimentação turística (9,1%).

Quanto à população ocupada no complexo, os dados mostram uma contribuição ainda maior do que para o PIB. Conforme é possível verificar na tabela 10 adiante, as ocupações geradas pelo turismo propriamente dito correspondem a 3,3% do total de pessoas ocupadas no Brasil, enquanto o complexo turístico contribui com 6,0% das ocupações da economia brasileira. O gráfico 3 que apresenta a participação de cada setor turístico para o total de pessoal ocupado dentro do complexo turístico confirma que os setores que possuem a maior participação em termos de PIB também repetem a importância em termos de pessoal ocupado. Chama, porém, atenção a importância relativa do setor de atividades recreativas e culturais que mostram uma grande capacidade de geração de emprego, como observado anteriormente.

Isso reafirma a importância relativa do turismo para empregar pessoas, importância já destacada em outros trabalhos. Este dado, juntamente com o poder de geração de renda, especialmente quando se integra aos trabalhadores assalariados ou por conta própria, confirma conclusões de outros trabalhos (ANDRADE *et al.*, 2008) de potencial grande de inserção produtiva no setor.

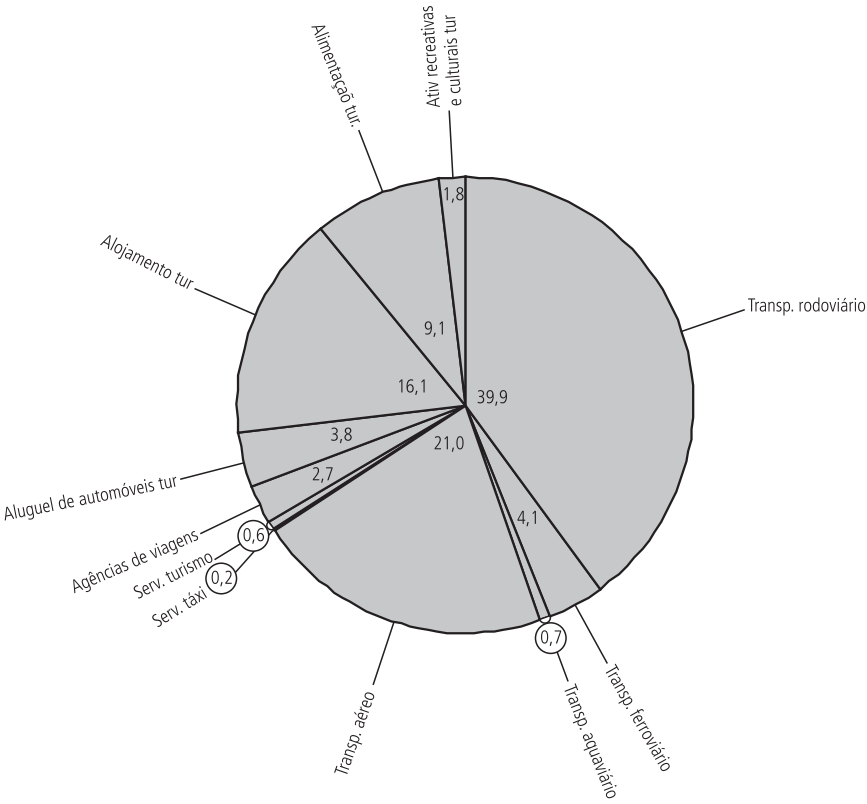
Além disso, estudos como os de Machado e Ribas (2008) concluem sobre a concentração de trabalhadores pobres no setor informal, grande parte dos quais aparece como trabalhadores autônomos, sugerindo a importância dos ganhos que o turismo pode proporcionar para reduzir a pobreza, como já destacado em outros trabalhos (BLAKE *et al.*, 2008; TAKASAGO; MOLLO, 2008). Essas considerações, contudo, exigem estudos mais profundos e detalhados sobre a contribuição dos trabalhadores autônomos no turismo, tendo em vista a diversidade de casos encaixados nessa categoria, em termos de tamanho, renda média, capital utilizado, de forma a tirar conclusões mais detalhadas e seguras sobre o potencial do turismo para o combate à pobreza.

TABELA 9
O PIB do complexo turístico brasileiro – 2006

PIB do complexo turístico	R$ milhões	PIB BR (%)
Complexo turístico	119.514	5,0
Insumos	19.094	0,8
Turismo	54.597	2,3
Serviços	45.823	1,9

Fonte: Elaboração própria.

GRÁFICO 2
Brasil: participação dos setores no PIB do complexo turístico – 2006
(Em %)



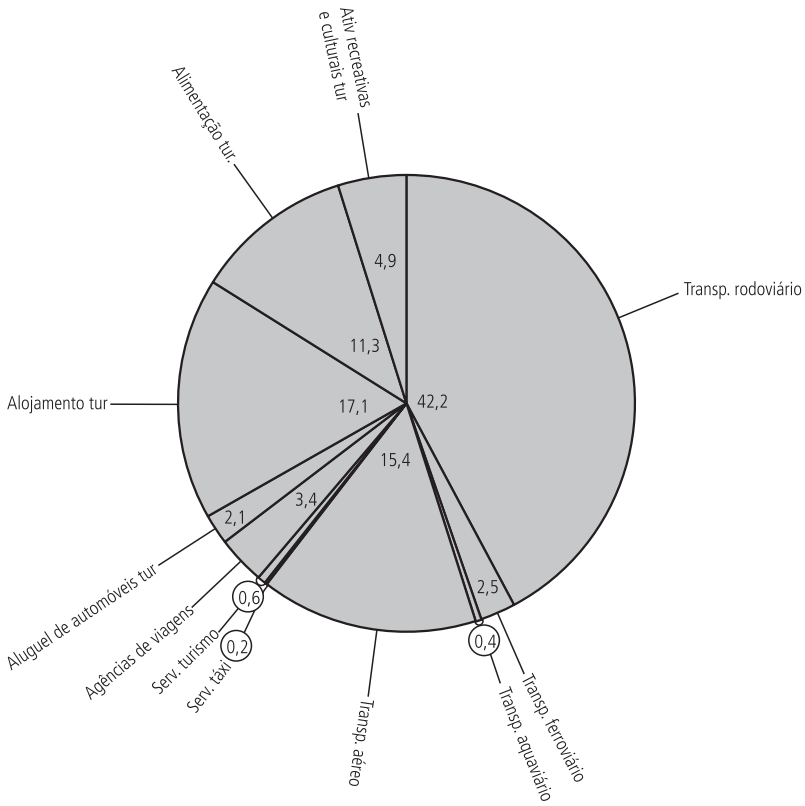
Fonte: Elaboração própria.

TABELA 10
Brasil: a população ocupada no complexo turístico – 2006

População ocupada (PO) do complexo turístico	Pessoas (mil)	PO BR (%)
Complexo turístico	5.560	6,0
Insumos	669	0,7
Turismo	3.106	3,3
Serviços	1.785	1,9

Fonte: Elaboração própria.

GRÁFICO 3
Brasil: participação dos setores na população ocupada do complexo turístico – 2006
(Em %)



Fonte: Elaboração própria.

6 COMENTÁRIOS FINAIS

Analisou-se neste artigo o turismo na economia brasileira por meio da matriz de insumo-produto, calculando os potenciais geradores de produção, emprego, renda e valor adicionado dos vários setores que formam o turismo.

Embora outros estudos tenham feito isso nos últimos anos, os dados de 2006, últimos disponíveis para esse tipo de estudo no momento, não apenas atualizam as informações, mas o fazem cobrindo um período em que os serviços turísticos cresceram muito, não apenas quantitativa, mas qualitativamente. Assim, os dados inovam no sentido de mostrar melhor a situação atual.

A análise da matriz de insumo-produto permitiu, inicialmente, comparar o emprego e as remunerações do turismo com relação às mesmas variáveis no total da economia brasileira, mostrando que o turismo tem um potencial de contribuição

para a geração de emprego e renda maior do que sua própria contribuição para a geração de PIB.

Em seguida, foram estimados com mais detalhes os potenciais de geração de emprego e renda para cada serviço entre os 20 formadores de turismo e o poder gerador de emprego e renda desses serviços foi confirmado. As estimativas feitas dos efeitos geradores mostraram um bom potencial de geração de empregos, mas principalmente de renda, quando comparados aos potenciais geradores médios da economia brasileira, destacando-se, a esse respeito, a renda gerada quando se incluem os trabalhadores autônomos ou por conta própria. Destacaram-se, por outro lado, entre os serviços com maior potencial de geração de renda e emprego os de atividades recreativas e culturais e atividades auxiliares do transporte aquaviário de passageiros, no primeiro caso, e, no segundo caso, os setores de atividades recreativas e culturais, de alimentação, de alojamento e de transporte rodoviário municipal de passageiros, nessa ordem.

Contemplado o complexo turístico como um todo, ou seja, incluindo além do turismo os insumos a ele relacionados e os serviços prestados a outros setores no processo produtivo, a importância do desempenho do turismo no Brasil cresce bastante. Se para o PIB, em 2006, o turismo contribuiu com 2,3%, o complexo turístico participou com 5,0%. No fornecimento de ocupações o complexo turístico mostrou ainda melhor desempenho, com o turismo propriamente dito fornecendo 3,3% das mesmas no Brasil, e o complexo turístico como um todo fornecendo 6,0%.

ABSTRACT

The objective of this paper is to quantify the tourism sector in Brazil, and to examine its capacity to generate income and employment. To this aim, we build an input-output matrix for the year 2006 that explicitly takes into consideration the main relationships between the tourism sector and the rest of the economy. After computing forward and backward linkages of the tourism sector, we analyze the sector's impact on national income and employment, and compare it with the average potential for generating income and employment in the Brazilian economy.

REFERÊNCIAS

ANDRADE, J. *et al*. **A economia do turismo no Brasil**. Brasília: SENAC, 2008.

ARBACHE, J. S. *et al*. Matriz de contabilidade social do Brasil para o turismo – 2002. In: ANDRADE, J. *et al*. **A economia do turismo no Brasil**. Brasília: SENAC, 2008.

ARCHER, B. Importance of tourism for economy of Bermuda. **Annals of Tourism Research**, v. 22, n. 4, p. 918-930, 1995.

_____.; FLETCHER, J. E. The economic impact of tourism in the Seychelles. **Annals of Tourism Research**, v. 23, p. 32-47, 1996.

BLAKE, A. Tourism and income distribution in East Asia. **International Journal of Tourism Research**, v. 10, p. 511-524, 2008.

_____. *et al*. Tourism and poverty in Brazil. **Annals of Tourism Research**, v. 35, n. 1, p. 107-126, 2008

CASIMIRO FILHO, F. **Contribuições do turismo à economia brasileira**. 2002. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.

_____.; GUILHOTO, J. J. M. Matriz de insumo-produto para a economia turística brasileira: construção e análise das relações intersetoriais. **Análise Econômica**, ano 21, n. 40, p.227-263, Porto Alegre, FCE/UFRGS, set. 2003.

COELHO, M. H. P. **Distribuição espacial da ocupação no setor de turismo**: Brasil e regiões. Ipea, 2008 (Texto para Discussão, n. 1.320).

GUILHOTO, J. J. M. *et al*. **PIB da agricultura familiar:** Brasil-estados. Brasília: NEAD Estudos, 2007. p. 171.

_____. *et al*. Linkages and multipliers in a multiregional framework: integration of alternative approaches. **Australasian Journal of Regional Studies**, v. 11, n. 1. p. 75-89, 2005.

_____.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das contas nacionais. **Economia Aplicada**, v. 9, n. 2, abr.-jun. 2005.

HIRSCHMAN, A. O. **The strategy of economic development**. New Haven: Yale University Press, 1958.

IPEA. **Emprego no turismo**. 2006. Disponível em: <www.ipea.gov.br>

LEONTIEF, W. **The structure of the American economy**. Second Edition. New York: Oxford University Press, 1951.

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

MATIAS, A.; NIJKAMP, P.; NETO, P. **Advances in Modern Tourism Reserach**.New York: Physica-Verlag, 2007.

Miller, R. E.; Blair, P. D. **Input-output analysis**: foundations and extensions. 2. ed. Cambrige: Cambridge University Press, 2009.

MITCHELL, J.; ASHLEY, C. **Tourism and poverty reduction:** pathways to prosperity. London: Earthscan/ODI, 2010.

OOSTERHAVEN, J.; FAN, T. Impact of international tourism on the Chinese economy. **International Journal of Tourism Research**, n. 8, p. 347-354, 2006.

RASMUSSEN, P. **Studies in intersectoral relations**. Amsterdam: North Holland, 1956.

SURUGIU, C.; FRENT, C.; SURUGIU, M. Tourism and its impact upon the Romanian economy: na input-output approach. **Stiinte Economice**, tomul LVI, 2009.

TAKASAGO, M.; MOLLO, M. L. R. Economia do turismo e combate à pobreza no Brasil: potencialidades e o papel do governo na redução de desigualdades. **Turismo em Análise,** v. 19, n. 2, jul. 2008.

WIEN, E. S. The economic impact of travel and tourism in mountain área: the case of Voralberg (Austria). **Revue de Tourism**, n. 2, p. 25-29, 1989.

(Originais submetidos em maio de 2009. Última versão recebida em novembro de 2010. Aprovado em dezembro de 2010).

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

ÍNDICE DO VOLUME 40, 2010

ARTIGOS

DETERMINANTES DOS GASTOS COM EDUCAÇÃO NO BRASIL 1
Andréa Zaitune Curi e Naércio Aquino Menezes Filho

POLÍTICA FISCAL E CRESCIMENTO DE LONGO PRAZO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS PARA DADOS DO ORÇAMENTO FUNÇÃO 41
Gedir S. de Souza, Sérgio Kannebley Júnior e Eliezer M. Diniz

REGRESSÃO QUANTÍLICA COM CORREÇÃO PARA A SELETIVIDADE AMOSTRAL: ESTIMATIVA DOS RETORNOS EDUCACIONAIS E DIFERENCIAIS RACIAIS NA DISTRIBUIÇÃO DE SALÁRIOS DAS MULHERES NO BRASIL 85
Danilo Coelho, Róbert Veszteg e Fabio Veras Soares

EFEITOS DA EDUCAÇÃO, DA RENDA DO TRABALHO, DAS TRANSFERÊNCIAS E DAS CONDIÇÕES INICIAIS NA EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS NO PERÍODO DE 1991 A 2000 103
Roberto Tatiwa Ferreira e Mércia Santos da Cruz

MODELO DE CRESCIMENTO BASEADO NAS EXPORTAÇÕES: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA CHILE, BRASIL E MÉXICO EM PERSPECTIVA NÃO LINEAR 123
João Paulo Martin Faleiros e Denisard Cnéio de Oliveira Alves

ANÁLISE DA PROGRESSIVIDADE DA CARGA TRIBUTÁRIA SOBRE A POPULAÇÃO BRASILEIRA 153
José Adrian Pintos-Payeras

CANAL DE EMPRÉSTIMO BANCÁRIO NO BRASIL: EVIDÊNCIA A PARTIR DOS EMPRÉSTIMOS BANCÁRIOS DE EMPRESAS PÚBLICAS E PRIVADAS 187
Fernando Nascimento de Oliveira

EFEITOS DO INVESTIMENTO SOBRE O CRESCIMENTO NO BRASIL: AMPLIANDO O TESTE EMPÍRICO DE JONES (1995) 213
Ivan Castelar, Fabrício Linhares e Christiano Penna

EVIDÊNCIAS DA RELAÇÃO ENTRE OFERTA DE TRABALHO E PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA NO BRASIL: BOLSA ESCOLA *VERSUS* RENDA MÍNIMA 237
Enlinson Mattos, Simone Maia e Flavio Marques

ESTRUTURA DE INTERDEPENDÊNCIA INTER-REGIONAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE ESPACIAL DE INSUMO-PRODUTO PARA OS ANOS DE 1996 E 2002 281
Fernando Salgueiro Perobelli, Eduardo Amaral Haddad, Glaucia Possas Mota e Rodrigo Antônio Farinazzo

EFEITO DA DESONERAÇÃO FISCAL DE NÃO RESIDENTES SOBRE A CURVA DE JUROS BRASILEIRA: MEDIDA PROVISÓRIA Nº 281/2006 329
Ajax Moreira e Kátia Rocha

INTERVENÇÕES DO BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB) E PREVISIBILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO: EVIDÊNCIAS A PARTIR DA UTILIZAÇÃO DE REGRAS DE NEGOCIAÇÃO BASEADAS EM ANÁLISE TÉCNICA 349
Rodrigo da Rosa Borges e José Luiz Rossi Júnior

EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NA ECONOMIA BRASILEIRA: RESULTADOS DE UM PROCEDIMENTO DE IDENTIFICAÇÃO AGNÓSTICA 367
Mario Jorge Cardoso de Mendonça, Adolfo Sachsida e Luis Alberto Medrano

OS EFEITOS DISTRIBUTIVOS DO SALÁRIO MÍNIMO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO NO PERÍODO 2002-2008: ENFOQUE A PARTIR DE DISTRIBUIÇÕES CONTRAFACTUAIS 395
Henrique Dantas Neder e Rosana Ribeiro

O POTENCIAL CRIADOR DE EMPREGO E RENDA DO TURISMO NO BRASIL 431
Milene Takasago, Joaquim J. M. Guilhoto, Maria de Lourdes Rollemberg Mollo e Joaquim Pinto de Andrade

AUTORES

ALVES, Denisard Cnéio de Oliveira
Modelo de crescimento baseado nas exportações: evidências empíricas para Chile, Brasil e México em perspectiva não linear 123

ANDRADE, Joaquim Pinto de
O potencial criador de emprego e renda do turismo no Brasil 431

BORGES, Rodrigo da Rosa
Intervenções do banco central do Brasil (BCB) e previsibilidade da taxa de câmbio: evidências a partir da utilização de regras de negociação baseadas em análise técnica 349

CASTELAR, Ivan
Efeitos do investimento sobre o cresciemtno no Brasil: ampliando o teste empírico de jones (1995) 213

CRUZ, Mércia Santos da
Efeitos da educação, da renda do trabalho, das transferências e das condições iniciais na evolução da desigualdade de renda dos municípios brasileiros no período de 1991 a 2000 103

CURI, Andréa Zaitune
Determinantes dos gastos com educação no Brasil 1

COELHO, Danilo
Regressão quantílica com correção para a seletividade amostral: estimativa dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil 85

DINIZ, Eliezer M.
Política Fiscal e crescimento de longo prazo no Brasil: evidências para dados do orçamento função 41

FALEIROS, João Paulo Martin
Modelo de crescimento baseado nas exportações: evidências empíricas para Chile, Brasil e México em perspectiva não linear 123

FARINAZZO, Rodrigo Antônio
Estrutura de interdependência inter-regional no Brasil: uma análise espacial de insumo-produto para os anos de 1996 e 2002 281

FERREIRA, Roberto Tatiwa
Efeitos da educação, da renda do trabalho, das transferências e das condições iniciais na evolução da desigualdade de renda nos municípios brasileiros no período de 1991 a 2000 103

GUILHOTO, Joaquim J. M.
O potencial criador de emprego e renda do turismo no Brasil 431

HADDAD, Eduardo Amaral
Estrutura de interdependência inter-regional no Brasil: uma análise espacial de insumo-produto para os anos de 1996 e 2002 281

KANNEBLEY JÚNIOR, Sérgio
Política fiscal e crescimento de longo prazo no Brasil: evidências para dados do orçamento função 41

LINHARES, Fabrício
Efeitos do investimento sobre o cresciemtno no Brasil: ampliando o teste empírico de Jones (1995) 213

MAIA, Simone
Evidências da relação entre oferta de trabalho e programas de transferência de renda no Brasil: bolsa escola *versus* renda mínima 237

MARQUES, FLAVIO
Evidências da relação entre oferta de trabalho e programas de transferência de renda no Brasil: bolsa escola *versus* renda mínima 237

MATTOS, Enlinson
Evidências da relação entre oferta de trabalho e programas de transferência de renda no Brasil: bolsa escola *versus* renda mínima 237

MEDRANO, Luis Alberto
Efeitos da política monetária na economia brasileira: resultados de um procedimento de identificação agnóstica 367

MENDONÇA, Mario Jorge Cardoso de
Efeitos da política monetária na economia brasileira: resultados de um procedimento de identificação agnóstica 367

MENEZES FILHO, Naércio Aquino
Determinantes dos gastos com educação no Brasil 1

MOLLO, Maria de Lourdes Rollemberg
O potencial criador de emprego e renda do turismo no Brasil 431

MOREIRA, Ajax
Efeito da desoneração fiscal de não residentes sobre a curva de juros brasileira: medida provisória nº 281/2006 329

MOTA, Glaucia Possas
Estrutura de interdependência inter-regional no Brasil: uma análise espacial de insumo-produto para os anos de 1996 e 2002 281

NEDER, Henrique Dantas
Os efeitos distributivos do salário mínimo no
mercado de trabalho brasileiro no período 2002-2008:
enfoque a partir de distribuições contrafactuais 393

OLIVEIRA, Fernando Nascimento de
Canal de empréstimo bancário no Brasil: evidência a
partir dos empréstimos bancários de empresas públicas e privadas 187

PENNA, Christiano
Efeitos do investimento sobre o crescimento
no Brasil: ampliando o teste empírico de Jones (1995) 213

PEROBELLI, Fernando Salgueiro
Estrutura de Interdependência inter-regional no Brasil: uma
análise espacial de insumo-produto para os anos de 1996 e 2002 281

PINTOS-PAYERAS, José Adrian
Análise da progressividade da carga tributária sobre a população brasileira 153

RIBEIRO, Rosana
Os efeitos distributivos do salário mínimo no
mercado de trabalho brasileiro no período 2002-2008:
enfoque a partir de distribuições contrafactuais 393

ROCHA, Kátia
Efeito da desoneração fiscal de não residentes sobre
a curva de juros brasileira: medida provisória nº 281/2006 327

ROSSI JÚNIOR, José Luiz
Intervenções do banco central do Brasil (BCB) e
previsibilidade da taxa de câmbio: evidências a partir da
utilização de regras de negociação baseadas em análise técnica 347

SACHSIDA, Adolfo
Efeitos da política monetária na economia brasileira:
resultados de um procedimento de identificação agnóstico 365

SOARES, Fabio Veras
Regressão quantílica com correção para a seletividade
amostral: estimativa dos retornos educacionais e diferenciais
raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil 85

SOUZA, Gedir S. de
Política fiscal e crescimento de longo prazo
no Brasil: evidências para dados do orçamento função 41

TAKASAGO, Milene
O potencial criador de emprego e renda do turismo no Brasil 431

VESZTEG, Róbert
Regressão quantílica com correção para a seletividade
amostral: estimativa dos retornos educacionais e diferenciais
raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil 85

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
Gilson Baptista Soares
Lucia Duarte Moreira
Luciana Nogueira Duarte
Míriam Nunes da Fonseca

Editoração
Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Camila Guimarães Simas
Carlos Henrique Santos Vianna
Maria Hosana Carneiro da Cunha

Brasília
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
Térreo – 70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5336
Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

volume 40 | número 2 | agosto 2010

pesquisa e planejamento econômico ▪ ppe

ipea

ANÁLISE DA PROGRESSIVIDADE DA CARGA TRIBUTÁRIA SOBRE A POPULAÇÃO BRASILEIRA
José Adrian Pintos-Payeras

CANAL DE EMPRÉSTIMO BANCÁRIO NO BRASIL: EVIDÊNCIA A PARTIR DOS EMPRÉSTIMOS BANCÁRIOS DE EMPRESAS PÚBLICAS E PRIVADAS
Fernando Nascimento de Oliveira

EFEITOS DO INVESTIMENTO SOBRE O CRESCIMENTO NO BRASIL: AMPLIANDO O TESTE EMPÍRICO DE JONES (1995)
Ivan Castelar
Fabrício Linhares
Christiano Penna

EVIDÊNCIAS DA RELAÇÃO ENTRE OFERTA DE TRABALHO E PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA NO BRASIL: BOLSA ESCOLA *VERSUS* RENDA MÍNIMA
Enlinson Mattos
Simone Maia
Flavio Marques

ESTRUTURA DE INTERDEPENDÊNCIA INTER-REGIONAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE ESPACIAL DE INSUMO-PRODUTO PARA OS ANOS DE 1996 E 2002
Fernando Salgueiro Perobelli
Eduardo Amaral Haddad
Glaucia Possas Mota
Rodrigo Antônio Farinazzo

Correspondência para a revista deverá ser endereçada à editoria de **Pesquisa e Planejamento Econômico.**

Brasília
SBS - Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES - Térreo
CEP: 70076-900
Tel.: (61) 3315-5336
Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO (PPE)
Publicação quadrimestral de análises teóricas e empíricas sobre problemas econômicos elaboradas por pesquisadores do Ipea e de outras instituições.

Assinatura anual - quadrimestral
R$ 58,00 (Brasil)
Exemplar avulso
R$ 15,00 (Brasil)

FORMULÁRIO DE ASSINATURA

Solicito minha inclusão como assinante do periódico: **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE).**
Para tanto, estou anexando cheque nominal ao Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada –, no valor correspondente a **R$ 58,00 (cinquenta e oito reais)**, o que me dá direito a receber **3 (três) números**.
Os números atrasados poderão ser adquiridos ao preço de: **R$ 15,00 (quinze reais) cada.**

DADOS CADASTRAIS

NOME:

ENDEREÇO:

BAIRRO: CEP: –

CIDADE: UF: TEL.:

E-MAIL:

ipea
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Posto de venda – Brasília
SBS - Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES - Térreo - CEP: 70076-900
Tel.: (61) 3315-5336
Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.

2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.

3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.

4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.

5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.

6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.

7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/index, e seguir os procedimentos ali descritos.

8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.

9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO (PPE)
Publicação quadrimestral de análises teóricas e empíricas sobre problemas econômicos elaboradas por pesquisadores do Ipea e de outras instituições.

Ipea - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

SECRETARIA DE ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

ISSN 0100-0551

Apoio editorial: