

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

COMPETIÇÃO TRIBUTÁRIA REGIONAL NO BRASIL: ANÁLISE COM UM MODELO EGC INTER-REGIONAL

Alexandre Alves Porsse, Eduardo Amaral Haddad e
Eduardo Pontual Ribeiro

ADMINISTRAÇÃO E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA NO BRASIL: UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO 1996-2007

Mário Jorge Cardoso de Mendonça, Manoel Carlos de Castro Pires e
Luis Alberto Toscano Medrano

A RELAÇÃO ENTRE ALTURA, ESCOLARIDADE, OCUPAÇÃO E SALÁRIOS NO BRASIL

Andréa Zaitune Curi e Naércio Aquino Menezes-Filho

CAPITAL, RISCO E REGULAÇÃO DOS BANCOS NO BRASIL

Luiz Alberto D'Ávila de Araújo, Paulo de Melo Jorge Neto e
Fabrício Linhares

AS PRESSÕES DAS EXPORTAÇÕES SETORIAIS SOBRE OS MODAIS DE TRANSPORTE: UMA ABORDAGEM HÍBRIDA E INTERSETORIAL DE INSUMO-PRODUTO

Admir Antonio Betarelli Junior, Suzana Quinet de Andrade Bastos e
Fernando Salgueiro Perobelli

ERRATUM

Governo Federal

**Ministro de Estado Extraordinário
de Assuntos Estratégicos** - Roberto Mangabeira Unger

Secretaria de Assuntos Estratégicos

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos, 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

Diretoria

João Sicsú

Jorge Abrahão de Castro

Liana Maria da Frota Carleial

Márcio Wohlers de Almeida

Mário Lisboa Theodoro

Fernando Ferreira

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe da Assessoria de Imprensa

Estanislau Maria de Freitas Júnior

Assessor-Chefe da Comunicação Institucional

Daniel Castro

Corpo Editorial

Editores Interinos

Marco Antônio F. de H. Cavalcanti

Miguel Foguel

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

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

Membros

Carlos Henrique Corseuil

Eduardo Pontual Ribeiro

Elcyon Caiado Rocha Lima

Samuel de Abreu Pessôa

Secretária-Executiva

Angélica Ferreira de Barros

pesquisa e planejamento econômico - ppe

ipea

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

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

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

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

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

ISSN - 0 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

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

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

SUMÁRIO

- COMPETIÇÃO TRIBUTÁRIA REGIONAL NO BRASIL:
ANÁLISE COM UM MODELO EGC INTER-REGIONAL 351**
Alexandre Alves Porsse, Eduardo Amaral Haddad e
Eduardo Pontual Ribeiro
- ADMINISTRAÇÃO E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA
NO BRASIL: UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO 1996-2007 389**
Mário Jorge Cardoso de Mendonça, Manoel Carlos de Castro Pires
e Luís Alberto Toscano Medrano
- A RELAÇÃO ENTRE ALTURA, ESCOLARIDADE,
OCUPAÇÃO E SALÁRIOS NO BRASIL 413**
Andréa Zaitune Curi e Naércio Aquino Menezes-Filho
- CAPITAL, RISCO E REGULAÇÃO DOS BANCOS NO BRASIL 459**
Luiz Alberto D'Ávila de Araújo, Paulo de Melo Jorge Neto e
Fabrício Linhares
- AS PRESSÕES DAS EXPORTAÇÕES SETORIAIS SOBRE
OS MODAIS DE TRANSPORTE: UMA ABORDAGEM
HÍBRIDA E INTERSETORIAL DE INSUMO-PRODUTO 487**
Admir Antonio Betarelli Junior, Suzana Quinet de
Andrade Bastos e Fernando Salgueiro Perobelli
- ERRATUM 521**

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 2008 para a preservação da qualidade desta publicação.

Adelar Fochezatto, Adolfo Sachsida, Adriana Schor, Aguinaldo Nogueira Maciente, Ajax Reinaldo Bello Moreira, Alexandre Marinho, Alexis Maka, Ana Beatriz Galvão Soares Ferreira, Ana Flávia Machado, Ana Katarina Campelo, Ana Lúcia Kassouf, Ana Luiza Barbosa, André Carvalho da Silva, André Filipe Zago de Azevedo, André Minella, André Portela, Andrei Simonassi, Angelo Costa Gurgel, Antonio Carlos Fiorêncio Cunha, Antonio Franco Neto, Benjamin Tabak, Bernardo Guimarães, Bernardo Mueller, Bernardo Queiroz, Bruno Funchal, Caio Ibsen Rodrigues de Almeida, Carlos Campos Neto, Carlos Eduardo Gasparini, Carlos Eduardo Gonçalves, Carlos Eduardo Young, Carlos Frederico Leão Rocha, Carlos Henrique Leite Corseuil, Carlos Roberto Azzoni, Cássio Rolim, Christian Vonbun, Cláudio Ferraz, Cláudio Hamilton Matos dos Santos, Cláudio Roberto Vasconcelos, Cleomar Gomes, Cristiane Alckmin Junqueira Schmidt, Cristiano Fernandes, Daniel da Mata, Daniel Santos, Danielle Carusi, Danilo Iglioni, Denisard Cnéio de Oliveira Alves, Denise Lobato Gentil, Edson Domingues, Eduardo Almeida, Eduardo Andrade, Eduardo Fiuza, Eduardo Ito, Eduardo Luiz Rios-Neto, Eduardo Pontual Ribeiro, Eduardo Zylberstajn, Elaine Toldo Pazello, Elcyon Caiado Rocha Lima, Emerson Marinho, Enestor dos Santos, Enlison Mattos, Eurilton Araújo, Eustáquio J. Reis, Fabiana Rocha, Fabio Giambiagi, Fabio Kanczuk, Fabio Veras Soares, Fabrício Linhares, Fernando Blanco, Fernando Botelho, Fernando de Holanda Barbosa Filho, Fernando Puga, Fernando Veloso, Flávio Ataliba Barreto, Gabriel Hartung, Gabriel Ulyseia, Gilberto Tadeu Lima, Gino Olivares, Gustavo H. B. Franco, Hamilton Kai, Hedibert Freitas Lopes, Helio Zylberstajn, Heron Carlos Esvael do Carmo, Honorio Kume, Hugo Pedro Boff, Ilton Gurgel Soares, Joana da Costa Martins Monteiro, João Azevedo, João Eustáquio de Lima, João Ricardo Faria, João Sicsú, Joaquim Bento Ferreira Filho, Joaquim Guilhoto, Joe Yoshino, José Angelo Divino, José Feres, José Francisco Soares, José Gasques, José Luiz Rossi Jr., José Oswaldo Cândido Jr., José Pereira, José Vicente Caixeta Filho, Juliano Assunção, Kaizô Beltrão, Kátia Rocha, Lauro Roberto Albrecht Ramos, Leonardo Mello de Carvalho, Leonardo Monteiro Monastério, Letícia Junqueira Marteleto, Luciano Oliveira, Luís Eduardo Afonso, Luiz Guilherme Scorzafave, Luiz Ivan Castelar, Luiz Lago, Luiz Lima, Luiz Schymura de Oliveira, Luzia de Figueiredo, Manoel Carlos Pires, Marcelle Chauvet, Marcelo José Braga, Marcelo Mello, Marcelo Medeiros, Marcelo Moura, Marcelo Neri, Marcelo Paiva Abreu, Marcelo Savino Portugal, Márcio Garcia, Marcio Holland de Brito, Marcio Janot, Marcio Antonio Salvato, Marco Antônio Cavalcanti, Marco Aurélio Marques Ferreira, Marcos Holanda, Marcos Mendes, Marcos Nakaguma, Marcos Rangel, Maria Araujo, Maria Carolina Leme, Maria Cristina Cacciamali, Maria Cristina Terra, Maria da Conceição Sampaio de Sousa, Mário Jorge Cardoso de Mendonça, Marta Castilho, Maurício Vaz Lobo Bittencourt, Maurício Cortez Reis, Miguel Nathan Foguel, Mirela Pereira da Silva, Mônica Viegas Andrade, Naércio Aquino Menezes-Filho, Napoleão Luiz Costa da Silva, Nelli Maria Figueiredo, Octavio Augusto Fontes Tourinho, Orlando Carneiro de Matos, Paulo Jannuzzi, Paulo Jorge Neto, Pedro Cavalcanti

Ferreira, Pedro Henrique Albuquerque, Pedro Valls Pereira, Phillippe Leite, Rafael de Sousa Camelo, Rafael Osório, Rafael Perez Ribas, Ralph dos Santos Silva, Raul da Mota Silveira Neto, Regina Madolozzo, Regis Bonelli, Renaut Michel Barreto e Silva, Reynaldo Fernandes, Ricardo Avelino, Ricardo Brito, Ricardo Ehlers, Ricardo Madeira, Ricardo Pereira, Roberto de Goes Ellery Jr., Roberto Ferreira, Roberto Meurer, Roberto Pires Messenberg, Rodolfo Hoffmann, Rodrigo Leandro Moura, Rodrigo Menon Simões Moita, Rodrigo Reis Soares, Ronaldo Seroa da Motta, Rosa Maria Fontes, Rosane Silva Pinto de Mendonça, Roseli da Silva, Rudi Rocha de Castro, Samuel de Abreu Pessôa, Sandro Caneto Andrade, Sergei Soares, Sergio Firpo, Sergio Guimarães Ferreira, Sergio Kannebley Jr., Sílvia Helena Galvão de Miranda, Sílvia Helena Barcellos, Simone Wajnman, Solange Gouvêa, Sonia Rocha, Tarcísio Patrício Araújo, Tatiana Didier, Tatiane Menezes, Thompson Andrade, Tomas Yen Hon Wu, Vera Lúcia Fava, Victor Gomes e Silva, Vladimir Kühl Teles, Vladimir Ponczek, Waldyr Dutra Areosa, Walter Belluzzo Jr., Yann Le Boulluec Alves, Yuri Soares.

COMPETIÇÃO TRIBUTÁRIA REGIONAL NO BRASIL: ANÁLISE COM UM MODELO EGC INTER-REGIONAL *

Alexandre Alves Porsse**

Eduardo Amaral Haddad***

Eduardo Pontual Ribeiro****

O debate sobre os custos e benefícios das políticas de competição tributária entre governos regionais no Brasil é muito controverso, principalmente no caso estadual. Ao contrário da literatura internacional, que avançou bastante nas últimas décadas, ainda são poucos os estudos sobre a realidade brasileira. Neste trabalho, propomos analisar os efeitos econômicos e de bem-estar da competição tributária regional no Brasil através de um arcabouço quantitativo consistente, baseado num modelo inter-regional de equilíbrio geral computável calibrado para duas regiões do país. O experimento de simulação incorpora aspectos da análise teórica e discute o papel de algumas especificidades da estrutura regional de equilíbrio geral e do federalismo brasileiro sobre os efeitos da competição tributária. Os resultados mostram que o equilíbrio de Nash do jogo de competição tributária regional caracteriza-se por concorrência predatória (*race-to-the-bottom*) e ganhos de bem-estar (*welfare-improving*). Os ganhos de consumo de bens privados são significativos e superiores às perdas na provisão de bens públicos. Através de uma análise de sensibilidade, observamos que esse resultado não seria diferente na ausência de ligações verticais ou no contexto de um sistema econômico regional fechado. Entretanto, a definição do equilíbrio de Nash e os efeitos de bem-estar são fortemente condicionados pelos pesos relativos dos bens privados e bens públicos na função-objetivo dos governos regionais, que podem ser influenciados pela dinâmica do ciclo político.

1 INTRODUÇÃO

Políticas de competição tributária são recorrentemente utilizadas pelos governos nacionais e subnacionais para influenciar a alocação de recursos privados no sistema econômico, mas o debate sobre seus efeitos é controverso e a mensuração efetiva dos impactos não é trivial. Esse é precisamente o caso no Brasil, onde os governos estaduais geralmente praticam políticas de redução da carga efetiva de impostos para atrair e/ou reter investimento, enquanto raramente se avaliam os custos e benefícios dessas políticas.

No campo teórico, a literatura que investiga os efeitos da competição tributária tem avançado sistematicamente desde o trabalho seminal de Tiebout (1956), mas

*Os autores agradecem os comentários e sugestões de dois pareceristas anônimos e se responsabilizam por quaisquer erros e omissões. Alexandre Alves Porsse agradece ao CNPq pelo apoio financeiro durante o curso de doutorado no PPGE/UFRGS, cuja tese fundamenta os resultados do presente estudo.

** Pesquisador da Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser.

*** Professor titular do Departamento de Economia da FEA/USP, NEREUS/USP e REAL/UIUC. Bolsista do CNPq e da Fapesp.

**** Professor adjunto do Instituto de Economia da UFRJ. Bolsista do CNPq.

nem por isso tornou-se menos controversa.¹ De um lado, os estudos desenvolvidos sob a hipótese de que os governos são estritamente benevolentes sugerem que o equilíbrio de Nash da competição tributária produz um resultado *race-to-the-bottom* e subótimo na tributação e na provisão de bens públicos, gerando perdas de bem-estar (MINTZ; TULKENS, 1986; ZODROW; MIESZKOWSKI, 1986; WILDASIN, 1988; BURBIDGE; MYERS, 1994; CARDARELLI; TAUGOUR-DEAU; VIDAL, 2002). De outro lado, os estudos da literatura de escolha pública, desenvolvidos sob a hipótese de que os governos agem como leviatãs, sugerem que a competição tributária é um mecanismo útil para “forçar” os governos a serem mais eficientes, de modo que não conduziria necessariamente a uma oferta subótima de bens públicos (RAUSCHER, 1998; CASSETTE; JAYET; PATY, 2005). Tais estudos fundamentam-se no trabalho seminal de Brennan e Buchanan (1980), no qual se argumenta que a função-objetivo dos agentes governamentais pode ser a maximização de receitas e, nessa perspectiva, a competição tributária subjacente a um sistema fiscal descentralizado pode contribuir para diminuir o tamanho excessivo do governo.

No Brasil, ainda são escassos os estudos empíricos sobre os efeitos da competição tributária, principalmente que sejam fundamentados num arcabouço consistente o suficiente para avaliar de forma mais objetiva a cadeia de efeitos propagada pelas políticas de competição tributária no sistema econômico e seus resultados. No contexto internacional, Mendoza e Tesar (2003) realizaram um estudo pioneiro através de um modelo de equilíbrio geral dinâmico para analisar os efeitos de bem-estar da competição entre dois países. Um resultado interessante do estudo apontou que o equilíbrio de Nash pode ser *race-to-the-bottom* e *welfare-improving*, quando a alíquota sobre o capital é a variável estratégica no jogo não-cooperativo entre governos nacionais e a alíquota do imposto sobre o consumo é endogenamente ajustada para garantir a regra de solvência fiscal.

Embora exista muita discussão sobre guerra fiscal no Brasil, a literatura econômica necessita aprofundar a investigação através de abordagens que permitam mensurar os custos e benefícios das políticas de competição tributária entre os governos subnacionais.² Neste sentido, nosso objetivo é utilizar um modelo inter-regional de equilíbrio geral computável (IEGC) para analisar os efeitos da competição tributária regional no Brasil. Modelos IEGC são ferramentas promissoras para estudar a repercussão de políticas de competição tributária, porque possuem uma estrutura teórica consistente, capturam as especificidades empíricas de especialização produtiva das regiões e de interdependência espacial que formam o sistema econômico nacional. Além disso, a definição de um módulo fiscal integrado com

1. Para uma revisão geral sobre modelos de competição tributária, ver Wilson e Wildasin (2004).

2. Um panorama sobre a guerra fiscal no Brasil pode ser encontrado em Varsano (1997), Prado e Cavalcanti (2000) e Varsano, Ferreira e Afonso (2002).

os agregados econômicos permite avaliar de forma mais ampla as repercussões fiscais geradas tanto pela política quanto pelas relações do federalismo brasileiro. Esses modelos possibilitam avaliar mudanças nos preços relativos condicionadas por alterações de política tributária, assim como os mecanismos que determinam os efeitos econômicos e fiscais, sendo um arcabouço consistente para analisar os efeitos de bem-estar de políticas de competição tributária.

O experimento de simulação será implementado com o modelo B-MARIA-RS, que consiste num modelo IEGC calibrado para duas regiões do Brasil, o Rio Grande do Sul (RS) e o Restante do Brasil (RB). O esforço de modelagem visa introduzir elementos da análise teórica sobre jogos não-cooperativos de competição tributária no processo de simulação. O principal objetivo é calcular os efeitos econômicos, fiscais e de bem-estar de um jogo de competição tributária entre os dois governos regionais (estaduais) do modelo, no qual as alíquotas de Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) são utilizadas como variáveis estratégicas. A investigação ainda será complementada por uma análise de sensibilidade sobre os resultados para avaliar a relevância de algumas especificidades subjacentes ao arcabouço metodológico, quais sejam: o papel das ligações verticais, o papel do setor externo no contexto de um regime de competição entre governos subnacionais e o efeito do peso relativo entre bens privados e bens públicos atribuído pelos governos na função-objetivo do jogo.

O artigo está organizado em sete seções, contemplando a introdução e a conclusão. Inicialmente, faz-se uma apresentação sintética do modelo B-MARIA-RS, com especial ênfase sobre o módulo fiscal e os aspectos relevantes para a simulação. Na sequência, é definida a estratégia de modelagem utilizada para simular um jogo experimental de competição tributária entre os governos regionais. As principais relações causais sobre o sistema econômico regional e nacional e sobre os agregados fiscais são discutidas na seção 4. Na seção 5, os resultados do jogo são apresentados numa matriz de *payoffs* e os impactos econômicos e fiscais referentes ao equilíbrio de Nash são analisados. Antes de encaminhar as principais conclusões, faz-se uma análise de sensibilidade para avaliar a robustez dos resultados do jogo em relação aos três fatores destacados anteriormente.

2 O MODELO B-MARIA-RS

O modelo IEGC utilizado neste estudo denomina-se B-MARIA-RS e foi calibrado para duas regiões da economia brasileira (RS e RB), seguindo a estrutura básica do modelo B-MARIA (HADDAD, 1999). O modelo B-MARIA e suas extensões têm sido utilizados em diversos estudos para avaliar impactos de políticas econômicas.³ No caso particular de políticas fiscais, destaca-se o trabalho de

3. Para um levantamento das experiências de uso do modelo B-MARIA, ver Haddad (2006).

Domingues e Haddad (2003) que investiga os efeitos de realocização produtiva gerados por uma mudança na tributação indireta dos fluxos de bens com origem em São Paulo. A estrutura do modelo B-MARIA assimila vários aspectos de um sistema econômico inter-regional (fluxos inter-regionais e bens e serviços, mobilidade inter-regional de fatores primários, contas públicas regionalizadas etc.), sendo bastante apropriada para avaliar os impactos de políticas de competição tributária regional.

Como a estrutura teórica do modelo B-MARIA encontra-se muito bem documentada (HADDAD, 1999; HADDAD; HEWINGS, 1997), com descrição ampla dos procedimentos de calibragem de sua versão interestadual em alguns trabalhos (DOMINGUES, 2002; PEROBELLI, 2004), nos deteremos a apresentar uma síntese do modelo e os aspectos mais relevantes para efeito do presente estudo.

O ano-base do modelo B-MARIA-RS é 1998 e a calibragem do seu módulo central (matriz de absorção) foi realizada a partir de uma matriz inter-regional de insumo-produto estimada para o RS e o RB (PORSSE; HADDAD; RIBEIRO, 2004; PORSSE, 2005). Para cada região, o modelo identifica 25 setores e 25 produtos, um agente consumidor representativo, um governo regional (estado e municípios), um governo federal e um setor externo. Os investidores são desagregados setorialmente. Além das relações produtivas e interagentes identificadas na matriz de absorção, outros módulos representam as finanças públicas, as relações de acumulação de capital, o mercado de trabalho regional e a acumulação da dívida externa.

O comportamento dos agentes é modelado no nível regional e os resultados de choques específicos são obtidos de forma *bottom-up*. A estrutura teórica assume uma função de produção hierarquizada em três níveis.⁴ No primeiro, coeficientes fixos definem os requerimentos de insumos e fatores primários tal como uma função de Leontief. No segundo nível, uma função CES admite relações de substituição entre insumos domésticos (nacionais) e internacionais e substituição entre fatores primários (capital e trabalho). No terceiro nível, uma função CES estabelece relações de substituição entre bens produzidos em diferentes origens regionais, ou seja, entre bens produzidos nas duas regiões do modelo. De modo análogo, a função de consumo é hierarquizada em três níveis. A especificação segue uma função LES (*linear expenditure system*) no primeiro nível e uma especificação CES nos demais. Logo, o processo de escolha do consumidor representativo admite

4. A maioria dos parâmetros das funções do modelo B-MARIA-RS provém do modelo B-MARIA (HADDAD, 1999) e do modelo B-MARIA-SP (DOMINGUES; HADDAD, 2003). Já as elasticidades do comércio internacional e do inter-regional foram estimadas através de um procedimento endógeno, baseado no ajustamento do banco de dados a choques nos fluxos das principais variáveis macroeconômicas do modelo (valor adicionado setorial, fluxos de comércio internacional e inter-regional e outros fluxos de consumo final), os quais simulam as variações reais dessas variáveis no período entre 1998 e 2004.

substituição entre bens de origem nacional e internacional e entre bens de origem no RS e no RB.

O mecanismo de otimização do modelo assume um regime de concorrência perfeita e os resultados das simulações são de estática comparativa, que podem ser avaliados para fechamentos de curto e de longo prazos. A mobilidade dos fatores produtivos, notadamente capital, é condição essencial para analisar os efeitos de políticas de competição tributária regional, de modo que o fechamento de longo prazo é o mais apropriado para o experimento de simulação neste estudo. Neste fechamento, o modelo B-MARIA-RS admite mobilidade intersetorial e inter-regional de capital e trabalho, ou seja, capital e trabalho são atraídos para setores mais “atrativos” em regiões mais “favorecidas”. Esses movimentos mantêm as taxas de retorno no nível inicial e a realocação do capital e do trabalho entre setores e regiões é determinada endogenamente.

2.1 O módulo de finanças públicas

O modelo B-MARIA (HADDAD, 1999) possui um detalhado módulo de finanças públicas, que captura os principais agregados das finanças do governo federal e dos governos regionais. A conta de receitas é desagregada em diversas fontes, destacando-se os impostos diretos e indiretos, contribuições, juros recebidos, transferências intergovernamentais e outras receitas. A conta de despesa subdivide-se em um grupo de despesas públicas (consumo de bens e serviços para provisão de bens públicos básicos e de investimento, subsídios, pagamento de juros, pagamentos de benefícios pessoais, transferências intergovernamentais e outros gastos) e outro grupo de transações financeiras associadas ao resultado orçamentário (déficit ou superávit). A regra de solvência fiscal assume igualdade entre a conta de receitas e a conta de despesa, mas diferentes fechamentos fiscais podem ser implementados conforme o interesse específico de simulação.

Foram realizadas duas modificações neste módulo visando adaptá-lo para viabilizar a análise dos impactos da competição tributária regional. A primeira modificação consistiu em desagregar os impostos sobre mercadorias, subconta da conta de impostos indiretos,⁵ separando-se o ICMS e os outros impostos indiretos sobre mercadorias.⁶ No modelo B-MARIA, todos os impostos indiretos sobre mercadoria eram tratados conjuntamente. Essa separação no modelo B-MARIA-RS foi necessária para implementar um jogo experimental de competição tributária no

5. A conta de impostos indiretos e de contribuições é composta por quatro subcontas: receita de tarifas, impostos sobre mercadorias, contribuições e outros impostos indiretos.

6. Para uma descrição detalhada sobre a estrutura da matriz de absorção do modelo B-MARIA-RS, ver Porsse (2005).

qual as alíquotas de ICMS são as variáveis estratégicas dos governos regionais. Neste caso, embora as regiões do módulo fiscal representem um agregado das unidades administrativas municipais e do estado, a separação do ICMS no banco de dados permite avaliar os efeitos de uma política de competição entre governos estaduais. Assim, a terminologia competição tributária regional neste estudo é equivalente a competição tributária estadual.

A receita total de ICMS é resultado da combinação entre alíquota e base tributária (fluxos básicos de vendas). Por sua vez, a alíquota de ICMS é parte do preço básico das mercadorias no modelo B-MARIA-RS e, portanto, representa uma variável relevante no processo de decisão dos agentes econômicos. Dessa forma, mudanças na política tributária do ICMS condicionam mudanças na receita de ICMS geradas pela alteração de alíquota (efeito de primeira ordem) e pelas alterações na base tributária resultante do ajustamento do sistema para um novo equilíbrio (efeito de segunda ordem). Genericamente, a equação que define a variação da receita de impostos indiretos no *core* do modelo B-MARIA-RS possui a seguinte representação:⁷

$$AGGTAX^u(q,t) = \sum_{i \in I} \sum_{s \in S} \sum_{j \in J} \left\{ TAX^u(i,s,j,q,t) * [p0(i,s) + x^u(i,s,j,q)] + \right. \\ \left. + BAS^u(i,s,j,q) * deltax^u(i,s,j,q,t) \right\} \quad (1)$$

onde $AGGTAX^u(q,t)$ representa a receita do tributo t ($t = ICMS, OUTROS$) coletada na região de destino q ($q = RS, RB$) e que incide sobre os fluxos monetários dos seis diferentes agentes u ($u = produtores, investidores, consumidores, setor externo, governo regional e governo federal$); $TAX^u(i,s,j,q,t)$ representa o imposto indireto t coletado na região q referente ao fluxo do bem i ($i = 1, \dots, I$) produzido na região de origem s ($s = RS, RB, RW$) e utilizado pelo setor j ($j = 1, \dots, J$); $p0(i,s)$ é o preço básico do bem i produzido na região s ; $x^u(i,s,j,q)$ é a demanda do bem i produzido na região s pelo setor produtivo j localizado na região q ; $BAS^u(i,s,j,q)$ corresponde aos fluxos básicos dos seis agentes do modelo; e $deltax^u(i,s,j,q,t)$ corresponde à alíquota tributária do imposto t . A equação de movimento de $deltax^u(i,s,j,q,t)$ possui a seguinte especificação:

$$deltax^u(i,s,j,q,t) = deltax(i,s,t) + deltaxall + deltaxsource(s) + deltaxdest(q) \quad (2)$$

7. As variáveis com letras minúsculas representam mudanças percentuais e as variáveis com letras maiúsculas representam fluxos monetários obtidos do banco de dados no equilíbrio inicial.

onde $\text{deltax}(i, s, t)$ representa o imposto t incidente sobre o bem i na região de origem s ; deltaxall , a alíquota tributária global; $\text{deltaxsource}(s)$ é a alíquota tributária na região de origem; e $\text{deltaxdest}(q)$ representa a alíquota tributária na região de destino. Essa especificação é bastante flexível, possibilitando analisar o impacto de diferentes políticas tributárias. A variável de interesse no presente estudo é $\text{deltax}(i, s, t)$, pois a simulação do jogo de competição tributária envolverá modificações estratégicas simultâneas nas alíquotas de ICMS de determinado grupo de bens nas regiões de origem RS e RB.

A segunda modificação em relação ao modelo B-MARIA envolveu a especificação das equações da conta de transferências intergovernamentais, visando incorporar as ligações verticais subjacentes ao federalismo brasileiro.⁸ Conforme as regras constitucionais, 21,5% da receita de impostos sobre a renda e 21,5% da receita de impostos sobre produtos industrializados (IPI), coletados pelo governo federal, devem ser transferidos aos governos regionais. Esse mecanismo de ligação vertical foi especificado no modelo B-MARIA-RS, de modo que as receitas de transferências dos governos regionais variam de acordo com as mudanças nos respectivos impostos federais citados anteriormente. A tabela 1 apresenta a estrutura completa do módulo fiscal e os parâmetros (alíquotas) e variáveis que determinam o movimento de cada agregado fiscal.

Considerando a especificação do módulo fiscal, podem ser simuladas diversas alterações de política tributária e adotados diferentes fechamentos fiscais para avaliar os efeitos de bem-estar sobre o sistema econômico. Por exemplo, em simulações de curto prazo, usualmente assume-se uma regra de solvência fiscal em que o ajuste no déficit orçamentário é endógeno, enquanto em simulações de longo prazo assume-se que o déficit orçamentário é exógeno e alguma variável do lado da receita ou da despesa é definida como endógena para satisfazer a regra de solvência fiscal. Dada a natureza do jogo de competição tributária regional, nosso experimento de simulação opera com um fechamento de longo prazo. A discussão sobre a definição do fechamento fiscal adotado nesse experimento se faz, a seguir, no contexto da estratégia de modelagem utilizada na implementação do jogo.

8. Na versão do modelo B-MARIA (HADDAD, 1999), as receitas de transferências dos governos regionais acompanhavam a variação do produto interno bruto (PIB) nacional e não possuíam conexão direta com as receitas federais, dificultando avaliar, por exemplo, o impacto de mudanças na política tributária do governo federal sobre o orçamento dos governos regionais.

TABELA 1

Parâmetros e variáveis das equações do módulo de finanças públicas

Descrição	Alíquota	Base de incidência e/ou fonte de variação nominal
Receita do governo		
Impostos diretos		
Imposto sobre a renda	rl, rk	Rendimento dos fatores primários
Outros impostos diretos		Produto Regional Bruto e PIB
Impostos indiretos		
Receita tarifária	$powtaxm(i)$	Valor das importações
Impostos indiretos sobre produtos	$deltax(i, s, j, q, t)$	Valor das vendas
Contribuições sociais	$rpr(q)$	PIB, emprego e salário nominal
Imposto sobre a propriedade		Produto Regional Bruto e PIB
Imposto sobre a terra		
Outros impostos indiretos		Produto Regional Bruto e PIB
Juros recebidos		Produto Regional Bruto e PIB
Transferências federais		
Transferências correntes		Impostos sobre a renda e indiretos (gov. federal)
Transferência de capital		Impostos sobre a renda e indiretos (gov. federal)
Outras receitas		Produto Regional Bruto e PIB
Discrepância		Consumo do governo
Déficit público		
Empréstimos líquidos		Resíduo entre receitas e despesas
Variação nas provisões (amortização)		Gastos com bens e serviços
Outras transações financeiras		Resíduo entre receitas e despesas
Despesa do governo		
Gastos com bens e serviços		
Consumo do governo		Consumo privado nominal (consumo real exógeno)
Investimento do governo		Investimento privado
Pagamentos de benefícios pessoais		
Seguro-desemprego		Oferta de trabalho, emprego e preços ao consumidor
Outros benefícios pessoais		População e preços ao consumidor
Subsídios		Impostos indiretos sobre produtos
Pagamentos de juros		Produto Regional Bruto e PIB
Transferências federais às regiões		
Transferências correntes		Impostos sobre a renda e indiretos (gov. federal)
Transferências de capital		Impostos sobre a renda e indiretos (gov. federal)
Outros gastos		Despesa total do governo

Fonte: Elaboração do autor.

Nota: rl é alíquota efetiva sobre a renda do trabalho, rk é a alíquota efetiva sobre a renda do capital, $powtaxm(i)$ é o poder das tarifas, $deltax(i, s, j, q, t)$ é a alíquota efetiva dos impostos indiretos sobre produtos e $rpr(q)$ é a taxa efetiva de contribuições.

3 MODELAGEM DO JOGO DE COMPETIÇÃO TRIBUTÁRIA

É fundamental definir apropriadamente o conjunto de estratégias dos governos para simular o jogo experimental de competição tributária. Neste caso, tão importante quanto a definição da variável estratégica utilizada como instrumento de competição, também é a definição da variável de ajuste da equação orçamentária que sofrerá modificações endógenas para atender à regra de solvência fiscal. No presente exercício, consideramos que as alíquotas de ICMS compõem o conjunto de estratégias competitivas dos governos regionais. Com respeito à regra de solvência fiscal, pode-se definir que o equilíbrio fiscal será atendido pelo ajuste endógeno em outro imposto ou, então, será obtido por variação na provisão de bens públicos.⁹ Dado que o ICMS é o principal imposto do orçamento dos governos regionais, seria pouco razoável assumir que outro imposto se ajusta no jogo de competição. Então, assumimos que o consumo dos governos regionais com bens e serviços (leia-se provisão de bens públicos) será a variável endogenamente ajustada no jogo de competição tributária para alcançar a regra de solvência fiscal.

No que diz respeito à operacionalização do jogo, assume-se que os governos regionais se engajam em um jogo não-cooperativo *one-shot* de competição tributária, usando as alíquotas de ICMS sobre os bens da indústria de transformação como variável estratégica.¹⁰ A evidência empírica sugere que a indústria de transformação é o alvo preferencial das estratégias de competição tributária, principalmente em regimes de tributação baseados no princípio de origem, pois os setores dessa indústria possuem maior mobilidade do que outros setores cuja produção é realizada próxima à base de recursos naturais (agropecuária e indústria extrativa) ou de consumo final (serviços). No caso do Brasil, um reflexo desse comportamento é a redução da participação da indústria de transformação na arrecadação total de ICMS. Conforme os dados do Sistema de Contas Nacionais (SCN) disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE),¹¹ a participação do ICMS arrecadado sobre os bens da indústria de transformação no total da arrecadação de ICMS caiu de 80,4% para 65,1% entre 1994 e 2005.

As variações nas alíquotas de ICMS são utilizadas como instrumento de disputa entre os governos, buscando promover uma realocação espacial dos fatores

9. Mendoza e Tesar (2003) admitem ajustes endógenos somente no lado das receitas para obter a solvência fiscal, ou seja, outros impostos são ajustados para garantir o equilíbrio orçamentário. Esse procedimento garante que a oferta de bens públicos não será alterada. Contudo, diversos estudos teóricos pressupõem que a provisão de bens públicos é a variável endogenamente ajustada no jogo de competição tributária.

10. No modelo B-MARIA-RS, a indústria de transformação é desagregada em 14 setores: indústrias metalúrgicas; máquinas e tratores; material elétrico e eletrônico; material de transportes; madeira e mobiliário; papel e gráfica; indústria química e petroquímica; calçados; couros e peles; beneficiamento de produtos vegetais; abate de animais; indústria de laticínios; fabricação de óleos vegetais; demais indústrias alimentares; demais indústrias.

11. Dados obtidos da Tabela de Recursos (referência 2000), disponível em: <http://www.ibge.gov.br/servidor_arquivos_est/diretorios.php?caminho=../pub/Contas_Nacionais/Sistema_de_Contas_Nacionais#>.

produtivos, em especial, do capital. Tomando como referência a equação (2), o experimento de simulação é realizado impondo-se choques equivalentes a mudanças percentuais sobre as alíquotas de ICMS desses bens nas duas regiões de origem, ou seja, a variável estratégica é *deltax* (i = bens da indústria de transformação, s = RS e RB, t = ICMS).¹² Assume-se ainda que os choques sobre as alíquotas são limitados a uma escala de variação percentual no espaço $[-0,10, +0,10]$.¹³

Usualmente, modelos teóricos não consideram limites para o conjunto de estratégias dos governos regionais em jogos não-cooperativos de competição tributária, de modo que o equilíbrio de Nash geralmente obtido é ineficiente e conduz a um resultado *race-to-the-bottom*, o qual implica que as alíquotas convergem para 0. Obviamente, tal resultado somente é possível num mundo ideal e num contexto em que os governos agem de forma estritamente benevolente, priorizando o consumo de bens privados em detrimento do consumo de bens públicos.

A diferença em relação a nossa hipótese é que o comportamento *race-to-the-bottom* poderá permanecer, mas condicionado a um determinado patamar não-nulo. Hipótese esta não fortuita, com suporte na teoria do eleitor mediano, a qual pressupõe que os governos não são estritamente benevolentes na medida em que suas ações são condicionadas pelo ciclo eleitoral. No contexto da presente simulação, a escala de variação limitada para as alíquotas de ICMS pressupõe implicitamente que os governos as reduzirão (ou aumentarão) até o limite em que avaliam não serem comprometidos seus objetivos no curso do ciclo eleitoral. De um lado, se as alíquotas caem abaixo de determinado nível, a perda de bem-estar resultante de uma redução na provisão de bens públicos pode levar o eleitor mediano a remover o administrador público na próxima eleição. De outro lado, o mesmo resultado pode ocorrer se o aumento das alíquotas de ICMS acima de determinado nível provocar variações significativas nos preços dos bens e, por conseguinte, perdas no bem-estar do eleitor mediano.

Os *payoffs* do jogo correspondem aos resultados da variação de bem-estar regional (função objetivo dos governos regionais) e mudam conforme as diferentes combinações estratégicas de variações nas alíquotas de ICMS nas duas regiões. O equilíbrio de Nash desse jogo é definido a partir da matriz dos *payoffs*. Logo, a espe-

12. Tecnicamente, as alíquotas estaduais de ICMS não podem ser reduzidas unilateralmente por um único governo. Tais reduções devem ser aprovadas por unanimidade no Conselho Nacional de Política Fazendária (Confaz). Os mecanismos de competição tributária interestadual são usualmente implementados por reduções de base de cálculo, créditos presumidos ou postergação do recolhimento do imposto que, na prática, implicam reduções na alíquota tributária efetiva (SHAH, 1991).

13. Esta escala foi definida *ad hoc*, mas possui suporte empírico. Conforme os dados disponibilizados no Ipeadata, o coeficiente de variação da carga efetiva de ICMS no Brasil foi de 11,2% entre 1988 e 2004. Ressalta-se que a escala de variação dos choques limitada a 10% não afeta a robustez dos resultados quando comparada a uma escala limitada a 11,2%, pois as diferenças nos resultados da simulação são marginais. Contudo, essa escala facilita a partição dos choques para gerar uma matriz de *payoffs* que permite visualizar melhor a não-linearidade dos resultados da simulação (ver seção 5).

cificação da medida de bem-estar adquire especial relevância, notadamente devido a sua relação com a regra de solvência fiscal (fechamento fiscal). Como esta regra considera que o consumo dos governos regionais consiste na variável endógena de ajuste na equação orçamentária, a medida de bem-estar precisa avaliar os ganhos (ou perdas) de bem-estar associados à variação na provisão de bens públicos. Em outras palavras, a avaliação dos efeitos de bem-estar resultantes do jogo de competição tributária deve considerar os impactos sobre o consumo de bens privados e de bens públicos. Essa abordagem alinha-se com o trabalho de Cassete, Jayet e Paty (2005), no qual se considera mais realista assumir que a função-objetivo dos governos é híbrida, ou seja, que os governos buscam maximizar receitas (governos-leviatãs) para prover mais bens públicos (ou extrair renda da sociedade), mas também buscam maximizar o bem-estar do cidadão representativo (governos benevolentes).

Assim, a medida de bem-estar utilizada para definir os *payoffs* do jogo corresponde a uma combinação aditiva entre a medida de bem-estar hicksiana, conhecida como variação equivalente relativa, e a variação percentual na provisão regional de bens públicos.¹⁴ A medida hicksiana de variação equivalente (EV) expressa o cálculo da mudança hipotética na renda ao nível de preços do novo equilíbrio (BRÖCKER; SCHNEIDER, 2002). Alternativamente, podemos mensurar a EV como a *mudança monetária* no nível de renda inicial que uma família representativa necessitaria para atingir o novo nível de utilidade, considerando os preços vigentes no equilíbrio inicial. É esta medida que será utilizada para avaliar o bem-estar associado ao consumo de bens privados. A especificação completa da medida de bem-estar utilizada para gerar a matriz de *payoffs* é a seguinte:

$$w^r = \theta_u \frac{u^r(1) - u^r(0)}{u^r(0)} + \theta_g \frac{g^r(1) - g^r(0)}{g^r(0)}, \theta_u + \theta_g = 1 \quad (3)$$

onde $u^r(1)$ é a utilidade do consumo privado pós-choque, $u^r(0)$, a utilidade do consumo privado no equilíbrio inicial, $g^r(1)$ representa o consumo de bens públicos pós-choque, $g^r(0)$, o consumo de bens públicos no equilíbrio inicial e θ_u e θ_g , os pesos relativos dos bens privados e dos bens públicos no consumo total.¹⁵ Essa equação representa, portanto, a função-objetivo dos governos regionais no jogo de competição tributária. O primeiro componente dessa equação é a medida de

14. A variação equivalente pode ser definida como o valor monetário que seria necessário transferir para uma família representativa, se uma mudança de política não ocorresse, para manter o mesmo nível de utilidade observado, caso a mudança tivesse se verificado (LAYARD; WALTERS, 1978).

15. Considerando as informações do banco de dados do modelo B-MARIA-RS, têm-se $\theta_u = 0,867$ e $\theta_g = 0,133$ para o RS e $\theta_u = 0,855$ e $\theta_g = 0,145$ para o RB.

variação equivalente relativa, consistente com funções de utilidade homogêneas lineares (ALMEIDA, 2003).

Se a política de competição tributária conduzir a uma redução das alíquotas de ICMS, ocorrerá, de um lado, um efeito de bem-estar positivo associado à redução dos preços dos bens de consumo privado e, de outro, uma redução de bem-estar devida à queda na provisão de bens públicos. A regra de solvência fiscal e a intensidade dos efeitos de equilíbrio geral da política de competição tributária sobre o consumo privado determinam o resultado final de bem-estar.

Resta, agora, especificar o mecanismo de definição do equilíbrio de Nash. Seguindo estratégia similar a Mendoza e Tesar (2003),¹⁶ define-se o equilíbrio de Nash como um par de mudanças percentuais nas alíquotas de ICMS ($\Delta\tau^{RS}$, $\Delta\tau^{RB}$) e de *payoffs* w ($\Delta\tau^{RS} \mid \Delta\tau^{RB}$) e w ($\Delta\tau^{RB} \mid \Delta\tau^{RS}$) onde:

a) $\Delta\tau^{RS}$ maximiza w ($\Delta\tau^{RS} \mid \Delta\tau^{RB}$) dado $\Delta\tau^{RB}$;

b) $\Delta\tau^{RB}$ maximiza w ($\Delta\tau^{RB} \mid \Delta\tau^{RS}$) dado $\Delta\tau^{RS}$;

c) os *payoffs* são suportados por preços e alocações correspondentes ao equilíbrio competitivo para ($\Delta\tau^{RS}$, $\Delta\tau^{RB}$) e $\Delta\tau^r$ ($r = RS, RB$) $\in [-0,10, +0,10]$; e

d) a regra de solvência fiscal é satisfeita para todos os governos.

Convém ressaltar que a simulação é realizada sob a hipótese de neutralidade do governo federal. Isso significa que o governo federal não possui uma função de reação fiscal no contexto do jogo de competição tributária regional. Contudo, as regras do federalismo brasileiro permanecem ativas e garantem um canal de ligação vertical entre os orçamentos dos governos regionais e o orçamento do governo federal. Em outras palavras, o efeito da competição tributária entre os governos regionais influencia indiretamente as receitas diretas e indiretas coletadas pelo governo federal e, por sua vez, influencia o nível de receitas transferidas aos mesmos governos regionais. De certa forma, esse mecanismo de ligação vertical implica que parte das perdas da competição tributária regional pode ser compensada por transferências federais, caso ocorra uma expansão da base tributária nacional em decorrência dos efeitos de equilíbrio geral dessa política. Esse aspecto, intrinsecamente relacionado ao federalismo brasileiro, tem sido pouco analisado no debate sobre competição fiscal no Brasil e sua importância será avaliada no decorrer do trabalho.

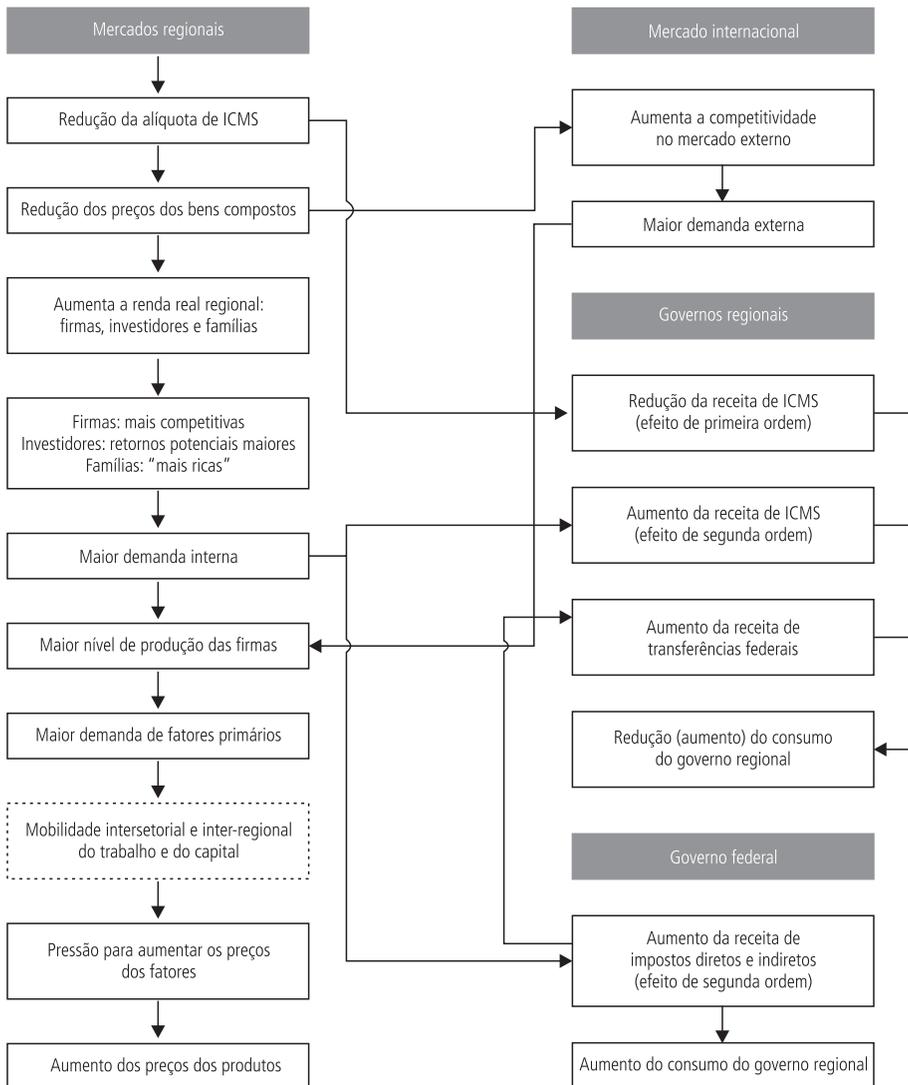
4 RELAÇÕES CAUSAIS NA SIMULAÇÃO

Esta seção expõe as principais relações causais presentes no experimento de simulação. Conforme as regras do jogo descritas anteriormente, os governos regionais

16. Convém destacar que, embora os critérios de definição do equilíbrio de Nash sejam similares ao de Mendoza e Tesar (2003), a especificação da medida de bem-estar (*payoffs*) é diferenciada porque incorpora a variação no consumo de bens públicos. Esse aspecto não foi abordado naquele estudo, pois a regra de solvência fiscal implicava que o ajuste endógeno seria apenas no lado dos impostos. Neste caso, quando um determinado imposto é a variável estratégica do jogo, outro imposto é ajustado para garantir a regra de solvência fiscal.

podem escolher entre estratégias que envolvem aumento ou redução das alíquotas de ICMS dos bens da indústria de transformação. Contudo, para exemplificação, assumiremos o caso em que a competição tributária conduz ambos os governos regionais a praticarem uma redução das alíquotas. A figura resume os principais mecanismos de transmissão desse jogo.

Principais relações causais do jogo de competição tributária regional



Fonte: Elaboração própria.

A queda das alíquotas reduz o preço dos bens compostos¹⁷ e contribui para uma expansão da renda regional. Como o imposto é um elemento do custo e, por conseguinte, da competitividade sistêmica, as firmas tornam-se mais competitivas devido à redução do custo de produção (insumos) e os investidores percebem retornos superiores na medida em que o custo de produção dos bens de capital também se torna mais baixo. Por sua vez, as famílias regionais percebem um aumento da renda real e propagam estímulos sobre o consumo de bens privados. O ganho real de renda estimula o mercado interno e o ganho de competitividade no comércio externo estimula a demanda externa por bens domésticos, criando incentivos para a expansão do nível de produção das firmas. O aumento do nível de produção gera uma expansão da demanda por fatores primários, que pressiona a elevação de seus preços. Como consequência, o aumento do custo de produção associado a maior demanda por fatores primários gera pressões de aumento sobre os preços dos bens.

Podemos observar que diversos efeitos se propagam sobre os sistemas econômicos regionais, determinando alterações nos preços relativos e mudanças no nível de bem-estar regional. De um lado, os efeitos de primeira ordem, associados à queda das alíquotas e do preço dos bens compostos, estimulam ganhos de atividade econômica e de bem-estar. De outro lado, os efeitos de segunda-ordem, associados ao aumento do custo dos fatores primários e dos preços dos bens, pressionam a retração do nível de produção com potenciais perdas de bem-estar. O resultado líquido depende da intensidade dessas forças contrapostas e das características estruturais do sistema regional integrado.

Com relação aos impactos espaciais, cabe destacar que existem cinco forças atuando sobre o ajustamento das economias regionais: três efeitos substituição, um efeito renda e um efeito realocização espacial associado à mobilidade inter-regional dos fatores produtivos. No contexto intraespacial, ainda existe uma força adicional de ajustamento que consiste no efeito realocização setorial associado à mobilidade intersetorial dos fatores produtivos. Este último efeito surge porque a política de competição admite somente variações nas alíquotas dos bens da indústria de transformação, provocando mudança na alocação intersetorial dos fatores.

Os mecanismos de substituição via efeito preço são importantes na determinação dos resultados regionais. Primeiramente, ocorre um efeito substituição direto entre os bens produzidos em diferentes regiões e transacionados através do comércio inter-regional. Para exemplificação, consideremos que uma região exportadora r reduz as alíquotas, enquanto a outra região importadora s não reduz. Como o custo de produção e o preço dos bens da região r se reduzem, esta aumentará

17. Bens compostos representam um agregado da cesta de bens considerando suas diferentes origens. A formação do preço de um bem composto depende da estrutura especificada para a função de produção que, no caso do modelo B-MARIA-RS, combina os formatos Leontief e CES. Maiores detalhes sobre a equação de formação de preços podem ser encontrados em Haddad (1999) e Porsse (2005).

sua penetração em s , produzindo mais para s , uma vez que se torna mais barato comprar de r . Neste caso, um efeito substituição opera no sentido de que s substituirá diretamente sua produção doméstica pela produção realizada em r . Porém, se s também reduz as alíquotas sobre seus bens, o mesmo padrão de substituição ocorrerá em relação à região r , sendo que os efeitos se contrapõem. Mas, como os custos de produção caem nas duas regiões, uma região aumentará sua penetração sobre a outra e vice-versa, criando um efeito “cabo-de-guerra” nas relações de substituição. Este efeito estimula uma expansão da corrente de comércio regional e, portanto, do nível de integração entre as economias regionais.

Outro efeito substituição, agora indireto, surge em função do perfil de complementaridade entre as regiões no que diz respeito aos insumos produtivos. Tomando-se a região r como referência, a redução dos preços dos insumos provocada tanto pela redução do imposto na própria região como na outra, torna as firmas de r mais competitivas, contribuindo para expandir sua produção. Assim, o efeito substituição indireto surge das relações de troca de insumos entre as regiões. Por sua vez, um efeito “cabo-de-guerra” também opera nas relações de substituição indiretas, uma vez que ambas as regiões praticam reduções de alíquotas.

Mais um efeito substituição direto opera no ajustamento das economias regionais, mas agora ligado ao comércio internacional. A redução das alíquotas nas duas regiões favorece uma queda do preço do bem composto nacional, ampliando a competitividade dos bens produzidos no país ante os bens produzidos em outros países. Logo, as regiões e, por conseguinte, o país como um todo substituirão diretamente os bens produzidos no exterior pelos bens produzidos nacionalmente.

A quarta força que se contrapõe no mecanismo de ajustamento consiste num efeito renda. A expansão da produção decorrente dos ganhos de competitividade associados às reduções de preço estimula a geração de emprego e de renda. Adicionalmente, a redução do preço dos bens representa um incremento na renda real. Como resultado, a demanda das economias regionais cresce e pressiona os preços dos bens nas duas regiões. Ademais, o incremento do nível de renda nacional favorece a expansão da demanda por bens importados, também se contrapondo ao efeito substituição no comércio internacional. Assim, a pressão de aumento de preços resultante do efeito-renda se opõe à pressão de redução de preços resultante da queda das alíquotas. O efeito líquido sobre as economias regionais dependerá da sobreposição dessas forças opostas, ou seja, da dominância entre efeito substituição e efeito-renda.

Tendo em vista que o fechamento da simulação é de longo prazo, dois mecanismos de ajustamento ainda atuam nas economias regionais em função da mobilidade dos fatores produtivos. Como os fatores podem mover-se entre regiões e entre setores, ocorre um efeito realocização espacial e outro setorial. A redução do custo de produção torna mais barata a produção de bens de capital,

ampliando, potencialmente, a taxa de retorno das regiões. Na perspectiva intrar-regional, a redução dos preços dos bens da indústria de transformação aumenta a rentabilidade relativa desse segmento em relação aos demais setores. Esses efeitos afetam as novas decisões de investimento e definem uma realocização marginal do capital entre as atividades produtivas intra e inter-regionalmente. O processo de ajustamento no mercado de trabalho é análogo, pois os trabalhadores buscarão empregos com maior remuneração relativa nos setores e nas regiões. Por fim, convém destacar que as pressões de realocização espacial também possuem um mecanismo de “cabo-de-guerra”, pois ambas as regiões reduzem as alíquotas e percebem maior rentabilidade para seus fatores produtivos. Logo, é possível que o efeito realocização mais significativo se concentre na distribuição intersetorial do capital e do trabalho, ou seja, na mobilidade para a indústria de transformação em detrimento dos demais setores.

Considerando os impactos fiscais, o efeito de primeira ordem da redução das alíquotas consiste na queda da arrecadação de ICMS dos governos regionais. Entretanto, efeitos de segunda ordem, que amenizam esse impacto, são gerados pela expansão da demanda. Impactos estes coerentes com aqueles obtidos por Domingues e Haddad (2003), os quais demonstram que o efeito de segunda ordem, embora positivo, é insuficiente para contrabalançar todo o efeito de primeira ordem. A combinação desses efeitos conduz a um resultado final no qual o tamanho da queda das receitas é inferior ao tamanho da redução das alíquotas. Com respeito ao governo federal, que não se trata de um *player* ativo no jogo, suas finanças respondem apenas aos efeitos econômicos de segunda ordem. Logo, os estímulos sobre a demanda agregada levam ao aumento dos impostos diretos e indiretos e, conforme a regra de solvência fiscal, ao aumento das despesas de consumo do governo federal. Devido às ligações verticais, esse efeito de segunda ordem nas finanças do governo federal repercute de forma positiva sobre as finanças dos governos regionais. Portanto, dada a condição de solvência fiscal, o resultado sobre o consumo dos governos regionais (provisão de bens públicos) dependerá da combinação desses três efeitos no lado da receita.

5 RESULTADOS

Os resultados do jogo experimental de competição tributária regional são apresentados como mudanças percentuais em relação à solução inicial do modelo B-MARIA-RS. Inicialmente, são reportados e analisados os resultados da matriz de *payoffs*, os quais foram gerados com base na equação (3) e considerando diferentes combinações estratégicas entre os governos regionais. A partir dessa matriz se define o equilíbrio de Nash e, na sequência, são apresentados os resultados macroeconômicos e fiscais correspondentes a esse equilíbrio.

Para ilustrar as características não-lineares da função de reação fiscal, os resultados da matriz de *payoffs* são expostos para subintervalos de tamanho igual a 0,02 (mudanças de 2%) no conjunto de estratégias (tabela 2). Podemos notar que todos os *payoffs* são positivos quando ambos os governos praticam reduções nas alíquotas de ICMS e negativos no caso contrário. Outro aspecto interessante é que os *payoffs* ainda permanecem majoritariamente positivos nas combinações em que o RS adota estratégias de aumento das alíquotas e o RB, de redução das alíquotas, ocorrendo o inverso no caso contrário. As características de especialização produtiva das economias regionais e de integração regional são importantes para compreender esses resultados. Por exemplo, o RS é especializado principalmente na produção de bens agroindustriais e possui grande dependência de insumos industriais fabricados no RB. Além disso, parcela relevante dos bens duráveis consumidos pelas famílias gaúchas é fabricada no RB. Assim, de um lado, a queda das alíquotas no RB beneficia o RS, porque gera uma redução do custo de produção local associado ao uso de insumos fabricados no RB e, de outro lado, gera uma redução do preço dos bens de consumo final importados do RB.

Os resultados da matriz de *payoffs* sugerem que as perdas de bem-estar no RS, vinculadas ao aumento das alíquotas de ICMS, podem ser compensadas pela redução das alíquotas de ICMS no RB devido aos efeitos *feedback* regionais. Tecnicamente, os efeitos substituição e o efeito renda descritos anteriormente se combinam de tal forma que tendem a beneficiar o RS, quando os governos regionais praticam estratégias de competição opostas. Para as firmas e famílias do RS, os ganhos advindos dos mecanismos de substituição inter-regional superam as perdas causadas pelo aumento dos preços locais. Mesmo no caso em que o RS aumenta as alíquotas de ICMS e o RB reduz suas alíquotas, o impacto negativo sobre o bem-estar no RS é relativamente inferior àquele no RB.

Em geral, os resultados da matriz de *payoffs* mostram que ocorre um aumento de bem-estar quando os governos regionais jogam com reduções de alíquotas e uma queda quando eles jogam com aumento de alíquotas. Logo, nesse jogo, a função de reação fiscal possui inclinação positiva e as estratégias ótimas dos governos localizam-se na diagonal principal da matriz de *payoffs*. Usando as regras expostas na seção anterior, constataremos que o equilíbrio de Nash ocorre para as seguintes estratégias ótimas: $[-0,10, -0,10]$. Isso significa que esse jogo de competição tributária regional produz um resultado *race-to-the-bottom*, tal como preconizado por diversos estudos teóricos. Contudo, o equilíbrio de Nash é consistente com ganhos de bem-estar (*welfare-improving*).

Mendoza e Tesar (2003) também identificaram ganhos de bem-estar em um exercício de competição tributária utilizando um modelo de equilíbrio geral computável (EGC) dinâmico, porém não tão expressivo quanto aqueles obtidos no presente trabalho. Aqui, os ganhos de consumo privado (primeiro componente da

TABELA 2
Matriz de payoffs do jogo de competição tributária regional
 (Em variação percentual)

Estratégias	Restante do Brasil																					
	-0,10	-0,08	-0,06	-0,04	-0,02	0,00	0,02	0,04	0,06	0,08	0,10											
-0,10	3,489	3,527	2,935	2,859	2,387	2,197	1,843	1,542	1,307	0,899	0,768	0,252	0,237	-0,383	-0,289	-1,012	-0,811	-1,634	-1,329	-2,250	-1,849	-2,848
-0,08	3,329	3,474	2,777	2,806	2,229	2,145	1,686	1,490	1,151	0,846	0,613	0,201	0,084	-0,433	-0,442	-1,062	-0,963	-1,684	-1,481	-2,300	-2,000	-2,899
-0,06	3,169	3,422	2,618	2,754	2,072	2,093	1,530	1,439	0,995	0,794	0,459	0,151	-0,070	-0,483	-0,594	-1,111	-1,115	-1,733	-1,631	-2,349	-2,149	-2,948
-0,04	3,011	3,369	2,461	2,702	1,915	2,041	1,374	1,388	0,840	0,742	0,305	0,100	-0,222	-0,534	-0,746	-1,161	-1,266	-1,782	-1,781	-2,398	-2,299	-2,998
-0,02	2,853	3,317	2,304	2,650	1,759	1,990	1,219	1,337	0,686	0,690	0,152	0,050	-0,375	-0,583	-0,897	-1,211	-1,416	-1,832	-1,930	-2,446	-2,447	-3,048
0,00	2,695	3,265	2,147	2,598	1,604	1,939	1,065	1,286	0,532	0,639	0,000	0,000	-0,526	-0,633	-1,048	-1,260	-1,565	-1,880	-2,079	-2,495	-2,596	-3,097
0,02	2,539	3,213	1,992	2,547	1,449	1,887	0,911	1,235	0,379	0,587	-0,152	-0,050	-0,677	-0,683	-1,198	-1,309	-1,715	-1,929	-2,227	-2,543	-2,743	-3,146
0,04	2,383	3,161	1,837	2,495	1,295	1,836	0,758	1,184	0,226	0,536	-0,303	-0,100	-0,827	-0,732	-1,347	-1,358	-1,863	-1,978	-2,375	-2,592	-2,890	-3,195
0,06	2,227	3,109	1,682	2,444	1,142	1,786	0,605	1,134	0,075	0,485	-0,454	-0,149	-0,977	-0,781	-1,496	-1,407	-2,011	-2,026	-2,522	-2,640	-3,037	-3,244
0,08	2,072	3,058	1,528	2,393	0,989	1,735	0,454	1,084	-0,077	0,434	-0,604	-0,199	-1,126	-0,830	-1,644	-1,456	-2,158	-2,075	-2,668	-3,182	-3,293	
0,10	1,918	3,007	1,375	2,342	0,836	1,684	0,302	1,034	-0,227	0,383	-0,753	-0,248	-1,275	-0,879	-1,792	-1,504	-2,305	-2,123	-2,814	-2,736	-3,328	-3,342

Fonte: Calculado pelos autores.

Notas: As estratégias são mudanças percentuais nas alíquotas de ICMS dos bens da indústria de transformação. O equilíbrio de Nash é identificado nas células com fundo cinza.

equação (3)), gerados pela redução das alíquotas de ICMS, foram significativamente superiores às perdas do consumo de bens públicos (segundo componente da equação (3)). Isso fica mais evidente quando avaliamos separadamente os componentes da equação (3) que geram a matriz de *payoffs* (ver anexo).

O sinal positivo para a medida de bem-estar no equilíbrio de Nash pode ser explicado pelo fato de que a abordagem de equilíbrio geral avalia todos os efeitos *feedback* da política de competição tributária. A análise agregada dos resultados econômicos e fiscais, a seguir, permite avaliar como o sistema regional e nacional responde à política de competição tributária e, principalmente, o impacto dos efeitos de segunda ordem sobre a base tributária e sobre as finanças públicas dos governos regionais e do governo federal. Os efeitos de segunda ordem derivam-se do processo de ajustamento da estrutura de equilíbrio geral e ajudam a aliviar a pressão de redução de receitas fiscais e a de oferta de bens públicos vinculadas ao efeito de primeira ordem.

Contudo, dada a natureza deste estudo e as características do banco de dados utilizado na simulação, existem pelo menos três fatores que podem explicar a ocorrência de ganhos de bem-estar tão expressivos no equilíbrio de Nash. Primeiro, as ligações verticais, típicas de sistemas fiscais federalistas, que implicam uma fonte adicional de receita orçamentária para os governos regionais e, portanto, podem aliviar a necessidade de redução na provisão de bens públicos regionais. Se a política de competição conduzir a uma expansão da base tributária nacional e das receitas do governo federal, então as receitas de transferências dos governos regionais tenderão a crescer e, assim, complementar o orçamento dos governos regionais. Segundo, o estudo aborda a competição tributária entre governos subnacionais, enquanto a análise teórica geralmente trata do tema no contexto nacional. Neste caso, a competição tributária regional produz efeitos sobre o setor externo, que, embora seja um agente adicional não-ativo, pode contribuir para a expansão da base tributária devido aos ganhos de competitividade no comércio internacional. Por último, os pesos θ_u e θ_g da equação (3), que expressam a importância relativa entre consumo de bens privados e de bens públicos atribuída pelos governos regionais na avaliação dos impactos de suas políticas sobre o bem-estar. Como é o caso aqui, quanto maior o valor de θ_u , também será maior a importância da variação do consumo privado no índice de bem-estar. O papel desses fatores será explorado na próxima seção através de uma análise de sensibilidade sobre os resultados do jogo.

A tabela 3 apresenta os principais efeitos macroeconômicos regionais no equilíbrio de Nash. A redução das alíquotas de ICMS provoca uma redução geral nos índices de preços e a maioria dos componentes da demanda agregada apresenta variação real positiva. A variação negativa no consumo dos governos regionais se mantém coerente com o fechamento fiscal e a política de competição tributária, pois a provisão de bens públicos regionais é ajustada conforme o resultado das receitas tributárias regionais. As duas economias regionais tornam-se mais eficientes e a expansão do produto eleva a demanda por fatores primários (capital e trabalho), ampliando seus retornos. O

nível de integração entre as economias regionais aumenta (efeitos *feedback* regionais positivos) e também ocorre uma melhoria na balança comercial internacional devido ao forte crescimento das exportações. A variação positiva das importações mostra que o efeito renda dominou o efeito substituição associado à mudança dos preços relativos dos bens nacionais e importados. A política de competição tributária regional causa uma expansão do produto nas duas regiões e no país como um todo. O impacto sobre o emprego é regionalmente assimétrico, mas a variação negativa no emprego do RB reflete o ajustamento nos mercados de trabalho regionais associado aos efeitos de migração, uma vez que as taxas de retorno são diferenciadas entre as regiões. Apesar de positivo, o efeito sobre o nível de emprego nacional é muito pequeno, principalmente se comparado com o efeito sobre o nível de produto.

TABELA 3

Efeitos econômicos regionais no equilíbrio de Nash

(Em variação percentual)

Variáveis	RS	RB	Brasil
Componentes do PIB			
Consumo real das famílias	1,346	1,054	1,075
Investimento real agregado	1,759	1,355	1,381
Demanda do governo regional real agregada	-2,985	-3,021	-3,019
Demanda do governo federal real agregada	-	-	-
Volume das exportações inter-regionais	1,326	1,580	-
Volume das exportações internacionais	2,759	2,437	2,469
Volume das importações inter-regionais	1,580	1,326	-
Volume das importações internacionais	0,746	0,466	0,482
Preços			
Índice de preços ao consumidor	-0,894	-0,742	-0,753
Índice de preços de investimento	-0,808	-0,670	-0,679
Índice de preços do governo regional	0,089	0,021	0,026
Índice de preços do governo federal	0,089	0,021	0,025
Índice de preços de exportação inter-regional	-0,579	-0,467	-
Índice de preços de exportação internacional	-1,511	-1,263	-1,287
Índice de preços de importação inter-regional	-0,467	-0,579	-
Índice de preços de importação internacional	-	-	-
Deflator implícito do PIB (ótica da despesa)	-0,911	-0,722	-0,737
Fatores primários			
Pagamentos agregados ao capital	0,852	0,648	0,662
Pagamentos agregados ao trabalho	0,419	0,260	0,271
Estoque de capital agregado	1,675	1,332	1,357
Indicadores de bem-estar			
Variação equivalente relativa	4,478	4,640	4,627
PIB real	0,993	0,756	0,774
Emprego	0,149	-0,010	0,001

Fonte: Calculado pelos autores.

Os efeitos positivos sobre os componentes do PIB são relativamente mais elevados no RS do que no RB, refletindo uma vantagem relativa para o RS na mobilidade dos fatores produtivos (capital e trabalho). Entre os componentes do PIB, chama a atenção o fato de que o impacto positivo mais forte se dá sobre o volume de exportações internacionais nas duas regiões. Apesar de o ICMS não incidir diretamente sobre os bens de exportações, esse resultado evidencia que a competição tributária regional produz benefícios indiretos de redução de custos que afetam a competitividade das duas regiões no comércio internacional.

Os efeitos setoriais sobre o Valor Adicionado (tabela 4) são majoritariamente positivos, com exceção apenas do setor administração pública, como esperado no presente caso. Já os impactos sobre os preços básicos dos bens fabricados nos diversos setores são majoritariamente negativos, evidenciando que a redução das alíquotas implica a redução do custo de produção e dos preços dos bens finais. Neste caso, as exceções ficam a cargo da administração pública e dos serviços privados não-mercantis, sendo que este último setor percebe uma elevação de preços provocada pelo aumento da demanda por seus bens, que acompanha o crescimento da renda interna. O Valor Adicionado dos setores da indústria de transformação apresenta impactos relativamente mais fortes, refletindo os efeitos da mobilidade intersetorial dos fatores de produção.

Com relação aos efeitos fiscais (tabela 5), podemos notar que o equilíbrio de Nash implica uma variação negativa das receitas dos governos regionais e uma variação positiva das receitas do governo federal. Como esperado, a queda mais significativa ocorre nas receitas de impostos indiretos dos governos regionais (-9,467% para o governo do RS e -6,876% para o do RB). Esse componente no modelo B-MARIA-RS expressa exatamente o efeito sobre as receitas de ICMS. Mas um aspecto relevante é que essa queda não ocorre na mesma proporção da redução das alíquotas, cuja variação foi de -10%. Os efeitos de segunda ordem, mais precisamente a expansão da base tributária, levam a uma redução relativamente menor das receitas em comparação com a das alíquotas. Entretanto, no RS, esses efeitos não parecem muito significativos, pois a redução na receita de ICMS é muito próxima da diminuição das alíquotas. Isso ocorre devido ao perfil de especialização produtiva do RS. A base produtiva do agronegócio nesta região é bastante desonerada e grande parte da produção destina-se ao mercado externo, sendo as exportações isentas de ICMS. Logo, para o governo do RS, os efeitos de segunda ordem não produzem uma compensação muito elevada sobre os efeitos de primeira ordem.

Apesar da queda das receitas de impostos indiretos dos governos regionais, suas receitas de transferências federais se elevam. Aqui, atua o mecanismo de ligação vertical subjacente ao federalismo brasileiro, combinado com o impacto positivo

TABELA 4

Efeitos setoriais sobre o produto e os preços básicos dos bens regionais

(Em variação percentual)

Setores	Valor Adicionado		Preços básicos	
	RS	RB	RS	RB
1 Agropecuária	1,609	1,213	-0,686	-0,673
2 Indústrias metalúrgicas	1,664	1,573	-0,500	-0,468
3 Máquinas e tratores	1,575	1,496	-0,592	-0,399
4 Material elétrico e eletrônico	1,783	1,701	-0,364	-0,254
5 Material de transportes	1,826	1,748	-0,565	-0,448
6 Madeira e mobiliário	1,427	1,363	-0,581	-0,478
7 Papel e gráfica	0,937	0,686	-0,491	-0,450
8 Indústria química e petroquímica	2,021	1,452	-0,323	-0,420
9 Calçados, couros e peles	1,360	1,400	-0,591	-0,779
10 Beneficiamento de produtos vegetais	1,557	1,329	-0,639	-0,478
11 Abate de animais	1,459	1,332	-0,591	-0,576
12 Indústria de laticínios	1,103	1,005	-1,063	-0,882
13 Fabricação de óleos vegetais	1,717	1,326	-0,700	-0,629
14 Demais indústrias alimentares	1,134	1,042	-0,897	-0,663
15 Demais indústrias	1,706	1,699	-0,487	-0,305
16 Serviços industriais de utilidade pública	1,015	0,668	-0,652	-0,581
17 Construção civil	1,741	1,313	-0,708	-0,620
18 Comércio	1,312	1,012	-0,256	-0,261
19 Transportes	1,202	0,909	-0,372	-0,282
20 Comunicações	1,147	0,878	-1,036	-0,990
21 Instituições financeiras	1,337	1,055	-0,319	-0,250
22 Serviços prestados às famílias e empresas	1,075	0,775	-0,481	-0,445
23 Aluguel de imóveis	1,555	1,226	-1,073	-0,903
24 Administração pública	-2,032	-1,884	0,089	0,021
25 Serviços privados não-mercantis	1,178	0,974	0,270	0,158

Fonte: Calculado pelos autores.

TABELA 5

Efeitos sobre as finanças públicas no equilíbrio de Nash

(Em variação percentual real)

Variáveis	Governos		
	RS	RB	Federal
Receita do governo	-2,483	-2,455	0,174
Receita tributária	-3,196	-2,669	0,402
Impostos diretos	-0,016	0,007	0,328
Imposto sobre a renda	-	-	0,444
Outros impostos diretos	-0,016	0,007	0,007
Impostos indiretos	-7,725	-5,783	0,877
Receita tarifária	-	-	0,431
Impostos indiretos sobre produtos	-9,467	-6,876	4,279
Contribuições sociais	0,660	0,547	0,007
Imposto sobre a propriedade	-0,016	0,007	-
Imposto sobre a terra	-	-	-
Outros impostos indiretos	-0,016	0,007	0,007
Juros recebidos	-0,016	0,007	0,007
Transferências federais	1,544	1,611	-
Outras receitas	-0,016	0,007	0,007
Discrepância	-2,988	-3,022	-
Déficit público	-	-	-
Despesas do governo	-2,483	-2,455	0,174
Gastos com bens e serviços	-2,542	-2,556	0,055
Consumo do governo ^a	-2,988	-3,022	-
Investimento do governo	0,847	0,655	0,741
Pagamentos de benefícios pessoais	-0,694	-0,784	-0,772
Subsídios	-6,902	-4,628	-4,814
Pagamentos de juros	-0,016	0,007	0,007
Transferências federais às regiões	-	-	1,608
Outros gastos	-2,483	-2,455	0,602

Fonte: Calculado pelos autores.

^a No fechamento de simulação, para a esfera federal, o consumo do governo foi definido como exógeno e o investimento público, como endógeno. Essa escolha pressupõe a hipótese de que o incremento nas receitas federais, associado à expansão da base tributária nacional, é canalizado para ampliar os investimentos públicos em complementação aos investimentos privados que crescem devido à competição tributária.

da política de competição tributária regional sobre a base tributária nacional. Portanto, a expansão da base tributária neste jogo de competição tributária possui um impacto direto (via efeito de segunda ordem sobre os impostos regionais) e um indireto (via ligação vertical com os impostos federais) sobre as receitas dos governos regionais. Isso ajuda a aliviar o efeito de queda da arrecadação vinculado à redução das alíquotas (efeito de primeira ordem) e, por conseguinte, a necessidade de redução na provisão de bens públicos.

No lado da despesa, a regra de solvência fiscal impõe que o equilíbrio orçamentário seja alcançado via ajuste no consumo do governo, ou seja, na provisão de bens públicos.

Como esperado, a variação do consumo dos governos regionais é negativa. Contudo, o nível de redução do consumo dos governos regionais não é tão elevado quanto o nível de redução das receitas de ICMS. De outro lado, os investimentos públicos crescem nas duas regiões, acompanhando o crescimento do investimento privado.¹⁸ Já os gastos com subsídios caem sobremaneira, pois são vinculados diretamente ao comportamento da receita de impostos indiretos.¹⁹ De certo modo, esse movimento libera recursos orçamentários para serem utilizados em outras áreas, auxiliando a reduzir a necessidade de comprimir o consumo dos governos regionais.

Os resultados ainda mostram que a competição tributária regional favorece as finanças do governo federal. No lado das receitas, a expansão da base tributária nacional contribui para a elevação das receitas de impostos federais. No lado da despesa, o aumento da atividade econômica, a redução dos preços e o crescimento do emprego aliviam os gastos com benefícios sociais. Como resultado final, mesmo com o aumento dos gastos com transferências aos governos regionais, existem mais recursos disponíveis para alocação em outras áreas.

6 ANÁLISE DE SENSIBILIDADE

Na seção anterior, observamos que o jogo de competição tributária entre os governos regionais conduziu a um equilíbrio de Nash *race-to-the-bottom* e *welfare-improving*, no qual os ganhos de bem-estar foram expressivos. Nesta seção, pretendemos explorar o papel de três fatores sobre os resultados encontrados, com especial ênfase sobre a definição do equilíbrio de Nash e, particularmente, sobre o nível de bem-estar neste equilíbrio. Especificamente, a análise de sensibilidade realizada a seguir avalia o papel das ligações verticais entre os agentes governamentais, o papel do setor externo e o efeito dos parâmetros θ_u e θ_g , que expressam o peso atribuído pelos governos regionais ao consumo de bens privados e ao consumo de bens públicos na função objetivo usada para definir os efeitos de bem-estar da política de competição tributária.

6.1 Ligações verticais

Uma característica do B-MARIA-RS é a modelagem das ligações verticais do federalismo brasileiro. Assim, qualquer política de competição tributária regional que afete a base tributária nacional e as receitas federais, as quais constituem a base de transferências aos governos regionais, também afetará as receitas orçamentárias e a provisão de bens públicos dos governos regionais. De fato, os resultados da seção anterior mostraram evidências de que a competição tributária regional

18. No módulo fiscal do modelo B-MARIA-RS, o investimento público acompanha o investimento privado. Em certo sentido, isso significa que os bens públicos de infraestrutura não seriam ajustados no contexto da competição tributária regional. O ajustamento se daria somente sobre os bens públicos ligados aos gastos nas áreas de saúde, segurança, educação etc. Um fechamento fiscal alternativo para se explorar futuramente é deixar também o investimento público responder ao comportamento das receitas.

19. Outro fechamento fiscal alternativo para investigação futura seria tornar exógeno esse componente fiscal. Neste caso, os efeitos da competição tributária poderiam ser mais acentuados sobre a provisão de bens públicos.

contribui para aumentar a base tributária nacional e as receitas federais. Observamos, então, que os governos regionais perceberam um aumento na receita de transferências federais em função desse efeito, o que permitiu aliviar a necessidade de redução da provisão de bens públicos para garantir a regra de solvência fiscal.

Assim, com o objetivo de avaliar a importância das ligações verticais do federalismo brasileiro sobre os resultados de bem-estar da competição tributária regional, realizamos uma nova simulação do jogo considerando que essas relações não existem. Em termos operacionais, restringimos a ligação vertical entre governo federal e governos regionais no modelo B-MARIA-RS, de modo que a expansão da base tributária nacional afete apenas as receitas do governo federal.²⁰ Os resultados da matriz de *payoffs* são apresentados na tabela 6 e mostram mudanças marginais sobre o equilíbrio de Nash. Portanto, podemos afirmar que as ligações verticais do federalismo brasileiro não constituem fator relevante para explicar os significativos ganhos de bem-estar do jogo de competição tributários regionais observados na seção anterior. Os efeitos macroeconômicos e fiscais também são marginais e não serão apresentados para abreviar espaço.²¹

TABELA 6

Matriz de *payoffs*: ausência de ligações verticais

(Em variação percentual)

Estratégias	-0,10		0,10	
-0,10	3,482	3,506	-1,838	-2,843
0,10	1,913	2,989	-3,312	-3,321

Fonte: Calculado pelos autores.

6.2 Setor externo

Outra característica importante do presente estudo é a abordagem no contexto de um sistema regional interno ao país, sendo que existe uma região externa (internacional) que não reage ao jogo de competição tributária. Contudo, a competição tributária regional afeta os preços dos bens destinados ao mercado internacional e a demanda por bens fabricados em outros países. Os efeitos espaciais da política de competição possuem, portanto, duas dimensões: uma inter-regional dentro do país e outra internacional referente às relações comerciais com outros países. Essa especificidade diferenciada em relação aos modelos de competição entre governos nacionais pode ser relevante no que diz respeito aos resultados de modelos de competição entre governos regionais (subnacionais).

20. A relação direta entre receita de impostos diretos e indiretos do governo federal com a receita de transferências dos governos regionais foi removida do modelo. Já o valor referente ao montante de transferências recebidas do governo federal pelos governos regionais não foi eliminado do banco de dados.

21. Os resultados macroeconômicos e fiscais serão disponibilizados pelos autores mediante solicitação.

Para avaliar o papel do setor externo sobre os resultados do jogo, realizamos uma nova simulação de competição tributária regional restringindo os efeitos das equações de demanda por exportação e por importação. O objetivo é avaliar os resultados da competição tributária regional no contexto de um sistema econômico regional fechado. Para operacionalizar a simulação, assumimos que a elasticidade da demanda por exportações, a elasticidade de Armington entre bens nacionais e internacionais e o efeito renda da função de demanda por bens internacionais são nulos. Isso significa que os efeitos preço e o efeito renda da competição tributária, que atuavam sobre o setor externo, deixam de funcionar no processo de ajustamento do modelo B-MARIA-RS. Tanto as exportações como as importações não responderão à política, aproximando o exercício para o contexto de um sistema econômico inter-regional fechado, ou seja, sem setor externo.

A matriz de *payoffs* (tabela 7) dessa simulação mostra um resultado similar ao da seção anterior (equilíbrio de Nash *race-to-the-bottom e welfare-improving*), mas com ganhos de bem-estar ainda mais expressivos. Neste caso, convém apresentar os resultados macroeconômicos (tabela 8) e fiscais (tabela 9) para obtermos uma compreensão mais ampla dos resultados. Uma diferença importante nesta simulação, em comparação com os resultados da seção 5, é o aumento significativo nos preços dos bens e dos fatores de produção. Anteriormente, parte do efeito renda da política de competição tributária se convertia em aumento da demanda por bens internacionais e o suprimento da demanda interna por bens fabricados em outros países ajudava a controlar a pressão de aumento dos preços dos bens e do custo dos fatores de produção internos. Como esse mecanismo de ajustamento foi eliminado na atual simulação, todo efeito renda da política é internalizado. Neste caso, o aumento da demanda por fatores produtivos eleva os custos de produção e os preços básicos dos bens. Os resultados indicam que esse efeito, agora, é dominante sobre a força de redução de preços associada à queda das alíquotas de ICMS (ver seção 4).

Nota-se também que o índice de variação equivalente relativa e a variação na provisão de bens públicos são muito mais significativos. No primeiro caso, a elevação da renda disponível dos fatores produtivos acima das variações de preços dos bens contribuiu para a obtenção de ganhos de bem-estar mais significativos associados ao consumo de bens privados. No segundo caso, o efeito de expansão da base tributária (efeito de segunda ordem), observado na simulação anterior, estava associado à redução dos preços dos bens e ajudava a conter o impacto da redução das alíquotas de ICMS (efeito de primeira) sobre as receitas dos governos regionais. Agora, o efeito de primeira ordem é relativamente mais forte e determina uma redução mais acentuada no nível das receitas de impostos indiretos (ICMS) dos governos regionais. Como resultado, torna-se necessária uma redução mais significativa na provisão de bens públicos para alcançar a regra de solvência fiscal.

Mesmo com a redução mais forte na provisão de bens públicos, o equilíbrio de Nash permanece *welfare-improving* devido aos ganhos de bem-estar vinculados ao consumo de bens privados.

TABELA 7

Matriz de *payoffs*: sistema econômico regional fechado

(Em variação percentual)

Estratégias	-0,10		0,10	
-0,10	8,105	10,657	-5,689	-8,498
0,10	6,028	9,324	-7,410	-9,610

Fonte: Calculado pelos autores.

TABELA 8

Efeitos econômicos no equilíbrio de Nash: sistema econômico regional fechado

(Em variação percentual)

Variáveis	RS	RB	Brasil
Componentes do PIB			
Consumo real das famílias	1,533	2,707	2,624
Investimento real agregado	2,457	3,131	3,087
Demanda do governo regional real agregada	-6,470	-4,352	-4,496
Demanda do governo federal real agregada	-	-	-
Volume das exportações inter-regionais	2,334	1,968	-
Volume das exportações internacionais	-	-	-
Volume das importações inter-regionais	1,968	2,334	-
Volume das importações internacionais	-	-	-
Preços			
Índice de preços ao consumidor	6,629	6,613	6,615
Índice de preços de investimento	6,258	5,998	6,015
Índice de preços do governo regional	10,009	9,642	9,666
Índice de preços do governo federal	10,009	9,642	9,662
Índice de preços de exportação inter-regional	6,866	6,376	-
Índice de preços de exportação internacional	6,087	5,771	5,801
Índice de preços de importação inter-regional	6,376	6,866	-
Índice de preços de importação internacional	-	-	-
Deflator implícito do PIB (ótica da despesa)	7,749	7,692	7,696
Fatores primários			
Pagamentos agregados ao capital	8,676	9,360	9,310
Pagamentos agregados ao trabalho	9,763	10,894	10,810
Estoque de capital agregado	2,281	3,174	3,109
Indicadores de bem-estar			
Variação equivalente relativa	10,332	13,208	12,972
PIB real	0,954	1,943	1,867
Emprego	-0,957	0,064	-0,009

Fonte: Calculado pelos autores.

TABELA 9

Efeitos fiscais no equilíbrio de Nash com ausência de setor externo

(Em variação percentual real)

Variáveis	Governos		
	RS	RB	Federal
Receita do Governo	-6,285	-4,028	-5,234
Receita tributária	-5,255	-3,466	-0,044
Impostos diretos	-1,233	0,142	0,172
Imposto sobre a renda	-	-	0,217
Outros impostos diretos	-1,233	0,142	0,045
Impostos indiretos	-10,947	-7,524	-0,275
Receita tarifária	-	-	-
Impostos indiretos sobre produtos	-13,200	-9,012	1,930
Contribuições sociais	0,318	1,649	0,045
Imposto sobre a propriedade	-1,233	0,142	-
Imposto sobre a terra	-	-	-
Outros impostos indiretos	-1,233	0,142	0,045
Juros recebidos	-1,233	0,142	0,045
Transferências federais	0,390	0,757	-
Outras receitas	-1,233	0,142	0,045
Discrepância	-7,117	-4,772	-
Déficit público	-	-	-
Despesas do governo	-6,285	-4,028	-5,234
Gastos com bens e serviços	-6,423	-4,209	-0,081
Consumo do governo ^a	-7,117	-4,772	-
Investimento do governo	-1,140	-0,324	-1,092
Pagamentos de benefícios pessoais	-4,415	-2,959	-3,085
Subsídios	-	-	-3,086
Pagamentos de juros	-	-	-3,073
Transferências federais às regiões	-10,643	-6,787	-7,096
Outros gastos	-1,233	0,142	0,045

Fonte: Calculado pelos autores.

^a No fechamento de simulação, para a esfera federal, o consumo do governo foi definido como exógeno e o investimento público, como endógeno. A hipótese implícita nessa escolha considera que o incremento nas receitas federais, associado à expansão da base tributária nacional, é canalizado para ampliar os investimentos públicos em complementação aos investimentos privados, que crescem devido à competição tributária.

Vale destacar ainda que os efeitos de realocização produtiva derivados da mobilidade dos fatores, agora, favorecem a economia do RB. Vimos, anteriormente, que o perfil de especialização produtiva proporcionava vantagens relativas ao RS no que se refere à mobilidade dos fatores produtivos. A restrição imposta sobre o setor externo nesta simulação não permite que as vantagens de especialização no comércio internacional sejam apropriadas pelo RS. Como o setor externo possui uma importância relativamente mais forte para a economia gaúcha, notadamente em termos do volume de exportações, essa restrição representa uma “penalidade” relativamente maior para o RS do que para o RB.

6.3 Parâmetros da função objetivo dos governos regionais

Na equação (3), θ_u e θ_g são parâmetros-chave para a avaliação dos efeitos de bem-estar da política de competição tributária regional, pois representam a importância relativa entre bens privados e bens públicos na função objetivo dos governos regionais. Por hipótese, definimos o valor desses parâmetros como a proporção dos gastos monetários em consumo de bens privados e de bens públicos relativamente ao gasto total em consumo. Usando as informações do banco de dados do modelo B-MARIA-RS, essa hipótese conduziu a um peso relativamente mais elevado para o índice de bem-estar associado ao consumo de bens privados nas duas regiões. Em outras palavras, isso implica que os governos regionais valorizam mais o consumo de bens privados do que o de bens públicos quando avaliam o efeito de suas decisões.

Essa hipótese possui fundamento empírico, pois a decisão dos agentes políticos de adotar estratégias de competição tributária geralmente está associada à expectativa de obter ganhos de geração de renda e de emprego (por conseguinte, também de consumo privado) que compensem as perdas de receita e a consequente redução na provisão de bens públicos. Entretanto, a preferência relativa entre bens privados e bens públicos pode depender de um processo dinâmico no contexto do ciclo político. Em resumo, assumir que os governos regionais sempre atribuem maior importância ao consumo de bens privados pode ser muito restritivo. Na dinâmica do ciclo político, o eleitor mediano pode avaliar que a perda de bem-estar gerada pela redução na provisão de bens públicos não compensa o ganho de bem-estar proveniente do aumento do consumo de bens privados, principalmente se este último for distribuído assimetricamente na sociedade. Neste caso, o eleitor mediano pode desejar um administrador público cuja função-objetivo seja pró-bens públicos.

Para avaliar a importância dessa característica dinâmica e intrínseca à função objetivo dos governos regionais, consideramos duas hipóteses alternativas sobre a definição dos parâmetros θ_u e θ_g . A primeira assume que os governos regionais são indiferentes aos dois tipos de bens, ou seja, θ_u e θ_g possuem o mesmo valor (0,50) para os governos das duas regiões. A segunda hipótese inverte a situação, assumindo que os governos regionais são pró-bens públicos. Para este caso, consideramos *ad hoc* $\theta_u = 0,30$ e $\theta_g = 0,70$ para RS e RB. Os resultados da matriz de *payoffs* para esses dois casos alternativos são apresentados na tabela 10.

Iniciando pelos resultados obtidos quando os governos são pró-bens públicos, constata-se que o equilíbrio de Nash é *race-to-the-top* e *welfare-improving*. Esse resultado não é necessariamente surpreendente, na medida em que a função objetivo dos governos regionais confere maior importância relativa ao consumo de bens públicos. Já no caso em que os governos são indiferentes entre o consumo de bens públicos e de bens privados, o equilíbrio de Nash ainda permanece *welfare-improving*, mas é *race-to-the-top* para o RS e *race-to-the-bottom* para o RB. Na seção 5,

observamos que os efeitos *feedback* espaciais favorecem o RS quando as alíquotas de ICMS são elevadas no RS e reduzidas no RB. Os resultados mostram que a estratégia ótima do governo do RS é aproveitar essa especificidade das relações de interdependência espacial quando ambos os governos são indiferentes ao consumo de bens públicos e de bens privados.

TABELA 10

Matriz de *payoffs*: diferentes parâmetros da função-objetivo dos governos regionais

(Em variação percentual)

 $\theta_u^r = 0,50$ e $\theta_g^r = 0,50$ ($r = RS, RB$)

Estratégias	-0,10		0,10	
-0,10	0,746	0,809	-0,801	-0,538
0,10	0,85	0,640	-0,712	-0,724

 $\theta_u^r = 0,30$ e $\theta_g^r = 0,70$ ($r = RS, RB$)

Estratégias	-0,10		0,10	
-0,10	-0,746	-0,723	-0,231	0,765
0,10	0,199	-0,694	0,712	0,752

Fonte: Calculado pelos autores.

A despeito da definição do equilíbrio de Nash, outro resultado importante nesses dois exercícios é a redução significativa observada nos valores dos *payoffs*. Podemos concluir, então, que as estratégias ótimas dos governos regionais, assim como o nível dos efeitos de bem-estar gerados, são bastante sensíveis aos pesos θ_u e θ_g que compõem o índice de bem-estar, ou seja, são sensíveis à valoração relativa entre bens privados e públicos na função objetivo dos governos regionais, quando esses engajam em uma política de competição tributária.

7 CONCLUSÃO

O objetivo deste estudo foi analisar os efeitos econômicos, fiscais e de bem-estar da competição tributária regional no Brasil. Consideramos um caso em que os governos regionais utilizam as alíquotas de ICMS dos bens da indústria de transformação como estratégias competitivas, visando influenciar a alocação espacial dos fatores produtivos. A abordagem metodológica privilegiou um enfoque empírico e quantitativo através do uso de um modelo IEGC calibrado para o RS e o RB. No experimento de simulação, buscamos introduzir elementos da análise teórica, tais como mecanismos de interação estratégica, via jogos não-cooperativos, e condicionantes da função-objetivo dos governos regionais no contexto do ciclo político. Como o estudo aborda o problema da competição tributária entre governos regionais que integram um sistema nacional, também buscamos avaliar a importância dessa especificidade sobre os resultados do jogo. Neste caso, avaliamos a relevância das ligações verticais do federalismo brasileiro e o papel do agente externo do modelo, o qual não foi um *player* ativo do jogo.

Geralmente, a literatura teórica investiga a competição tributária entre governos nacionais utilizando uma abordagem de equilíbrio parcial. O arcabouço analítico desses modelos pode ser limitado para compreender a miríade de efeitos da competição tributária entre governos subnacionais, seja porque os fatores supracitados não são avaliados nos modelos baseados em competição entre países, seja porque as relações de equilíbrio geral também não são avaliadas. Assim, nossa contribuição consiste em abordar o tema na perspectiva de um sistema econômico regional integrado, no qual são assimiladas as relações de equilíbrio geral que definem as interdependências entre agentes e as especificidades empíricas de especialização produtiva e do federalismo brasileiro.

Os resultados da simulação básica mostram que a competição tributária regional gera um equilíbrio de Nash *race-to-the-bottom* e *welfare-improving*. Neste equilíbrio, os ganhos de bem-estar associados ao consumo de bens privados podem ser significativos, compensando as perdas de bem-estar resultantes da redução na provisão de bens públicos. Entretanto, a análise de sensibilidade sobre os parâmetros da função-objetivo dos governos regionais sugere que esse equilíbrio pode não ser estável, pois o resultado do jogo é fortemente condicionado pelas preferências entre bens públicos e privados que os governos regionais consideram quando avaliam os efeitos de suas estratégias competitivas. Como observado na subseção 6.3, mudanças nos parâmetros θ s afetam significativamente a definição das estratégias ótimas (equilíbrio de Nash) e a magnitude dos *payoffs* da política. Na perspectiva da literatura de escolha pública, se o eleitor mediano avaliar que as estratégias de competição fiscal de um determinado governo foram excessivamente orientadas pró-consumo de bens privados (ou pró-consumo de bens públicos) e determinaram uma perda de bem-estar significativa devido à redução na provisão de bens públicos (ou aumento dos impostos), esse governo pode ser removido do mandato. Em geral, os resultados do presente estudo mostram que os incentivos para o engajamento em estratégias de competição tributária cujo efeito é um equilíbrio de Nash *race-to-the-bottom* são maiores quanto mais benevolentes forem os governos regionais com o consumo de bens privados em detrimento do consumo de bens públicos. Mas também indicam que os mecanismos de alternância política podem ajudar a corrigir as distorções de bem-estar, caso ocorra uma redução excessiva na provisão de bens públicos associada ao processo de competição tributária.

Com relação aos efeitos econômicos, a competição tributária regional estimula a expansão da base produtiva, mas com impactos regionalmente assimétricos. O PIB e o emprego tendem a crescer relativamente mais no RS do que no RB. Em geral, o efeito positivo sobre o PIB é muito mais significativo que o efeito sobre o emprego e, ainda, a mobilidade dos fatores determina uma redução do nível de emprego no RB. Esse resultado sugere que a defesa da política de competição tributária sob o argumento de geração de emprego é fraca. Em contrapartida, o argumento de

expansão da renda é mais robusto, mas os efeitos positivos de segunda ordem sobre a base tributária não são significativos o suficiente para compensar as perdas de receita provocadas pela redução das alíquotas. A expansão da base tributária não é muito grande porque ambas as regiões tendem a reduzir as alíquotas na mesma proporção, contrapondo as forças realocativas no sistema econômico regional.

No campo fiscal, os efeitos são realmente mais expressivos. A política de competição gera significativa redução da receita de impostos indiretos dos governos regionais em função do impacto de primeira ordem (queda das alíquotas), sendo parcialmente aliviada pelos efeitos de segunda ordem (aumento da base tributária). Estes contribuem para que a redução na provisão de bens públicos regionais seja menos intensa que a redução nas alíquotas de ICMS. A análise de sensibilidade demonstrou que as ligações verticais contribuem para um impacto positivo adicional sobre os orçamentos dos governos regionais, mas os efeitos sobre o resultado do jogo de competição tributária são marginais. No entanto, é possível que esse impacto marginal tenha sido subestimado porque a análise de sensibilidade apenas restringiu o canal de ligação entre a variação dos impostos federais e a das transferências aos governos regionais, não reduzindo para zero o valor monetário da conta de transferências do governo federal nos orçamentos dos governos regionais. Esse aspecto pode ser aprofundado na agenda de pesquisa futura.

No lado das finanças do governo federal, percebe-se um benefício efetivo causado pela competição tributária regional na medida em que ocorre uma expansão da base tributária nacional. Numa perspectiva de economia política, caberia aprofundar uma discussão sobre a importância desse efeito na disposição do governo federal em empreender esforços para conter ou eliminar os mecanismos que alimentam a guerra fiscal no Brasil. Embora interessante, essa discussão foge ao escopo do presente estudo e também fica como sugestão no cardápio de pesquisas futuras.

Ainda convém comentar o papel do setor externo no processo de ajustamento que determina os resultados da competição tributária regional. A análise de sensibilidade demonstrou que a realização do jogo de competição tributária no contexto de um sistema regional com economia internacionalmente aberta explica o resultado de redução dos preços básicos e do custo de produção. Na hipótese de um sistema econômico regional fechado, os estímulos de demanda (efeito renda) provocam uma elevação mais forte nos preços dos bens e nos custos dos fatores, efeito que domina a pressão de redução de preços gerada pela queda das alíquotas de ICMS. Embora a definição do equilíbrio de Nash não seja afetada nesse caso, os impactos econômicos e fiscais da política tornam-se mais intensos e o padrão de assimetria regional, antes favorável ao RS, se inverte em favor do RB.

Por fim, deve-se destacar algumas limitações do estudo. A abordagem IEGC aqui utilizada refere-se a um exercício de estática comparativa, não incorporando relações dinâmicas no sentido de trajetórias temporais. Mudanças estruturais sujeitas ao processo temporal dinâmico dos sistemas econômicos, que são influenciadas pela taxa de progresso técnico, pela acumulação de conhecimento e por decisões políticas, não são incorporadas no processo de otimização do modelo. Analogamente, a estratégia de simulação assumiu um jogo de competição tributária *one-shot*, não explorando alternativas que envolvam jogos dinâmicos e cujas estratégias podem se alterar no curso do ciclo político de acordo com o comportamento do eleitor mediano. Também não consideramos aspectos de natureza institucional e legal (rigidez de gasto associado às regras constitucionais, à Lei de Responsabilidade Fiscal ou à estrutura político-administrativa), os quais podem influenciar a regra de solvência fiscal. Embora o modelo avalie o papel da mobilidade dos fatores, isso se dá somente dentro do espaço nacional, ou seja, não se avalia esse papel no contexto internacional (entre países). Ainda se agrega a essas limitações a dificuldade de avaliar se o equilíbrio de Nash obtido no nosso experimento é subótimo, como defendido por diversos estudos teóricos, pois a estrutura teórica do modelo B-MARIA-RS não possui mecanismos de otimização apropriados para avaliar a eficiência da provisão de bens públicos. Em outras palavras, os resultados do experimento mostram que a competição tributária conduz a uma redução das alíquotas e dos gastos com provisão de bens públicos, mas não é possível afirmar (ou refutar) que esse resultado é subótimo ou ótimo. Enfim, permanece aberta uma janela de oportunidades para aprofundar a compreensão dos efeitos da competição tributária regional no Brasil.

ABSTRACT

There is a controversial discussion on the costs and benefits of tax competition policies carried out by regional governments in Brazil. Despite the advances in the international literature over the last decades, there still are very few studies on this issue for the Brazilian federal system. This paper aims to analyze the welfare and economic effects of regional tax competition through a consistent framework based on an interregional CGE model calibrated for two Brazilian regions. The simulation process includes aspects from the theoretical analysis and the role of some characteristics of Brazilian federalism and of the regional economic structure. The results show a race-to-the-bottom and welfare-improving Nash equilibrium, where gains from private consumption overcome losses from public goods provision. As indicated by a sensitivity analysis, such results would not be different for a fiscal system without vertical linkage or for a closed regional economic system. However, the definition of Nash equilibrium and the welfare results are strongly sensitive to the relative weights of private and public goods in the objective function of regional governments, which are usually conditioned by the dynamics of political cycles.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. S. *Um modelo de equilíbrio geral aplicado espacial para planejamento e análise de políticas de transporte*. 2003. Tese (Doutorado em Economia) – FEA/USP, São Paulo, 2003.
- BRENNAN, G.; BUCHANAN, J. *The power to tax: analytical foundations of a fiscal constitution*. New York: Cambridge University Press, 1980.
- BRÖCKER, J. Operational spatial computable general equilibrium modeling. *The Annals of Regional Science*, v. 32, p. 367-387, 1998.
- BRÖCKER, J.; SCHNEIDER, M. How does economic development in Eastern Europe affect Austria's regions? A multiregional general equilibrium framework. *Journal of Regional Science*, v. 42, n. 2, p. 257-285, 2002.
- BURBIDGE, J. B.; MYERS, G. M. Population mobility and capital tax competition. *Regional Science and Urban Economics*, Boston, v. 24, n. 4, p. 441-459, 1994.
- CARDARELLI, R.; TAUGOURDEAU, E.; VIDAL, J. P. A repeated interactions model of tax competition. *Journal of Public Economic Theory*, Champaign, v. 4, n.1, p. 19-38, 2002.
- CASSETTE, A.; JAYET, H.; PATY, S. Tax competition and Leviathan-type politicians. In: *Public Economic Theory, 2005. Meeting*. Papers. Marseille: Institut d' Economie Publique, 4th Journées Louis-André Gerard-Varet, 2005. Disponível em: <<http://139.124.177.94/pet/viewpaper.php?id=198>>.
- DOMINGUES, E. P. *Dimensão regional e setorial da integração brasileira na Área de Livre Comércio das Américas*. 2002. Tese (Doutorado em Economia) – FEA/USP, São Paulo, 2002.
- DOMINGUES, E. P.; HADDAD, E. A. Política tributária e re-localização. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 57, n. 4, p. 849-871, 2003.
- HADDAD, E. A. *Regional inequality and structural changes: lessons from the Brazilian experience*. Aldershot: Ashgate, 1999.
- _____. Transporte, eficiência e desigualdade regional: avaliação com um modelo CGE para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 36, n. 3, 2006.
- HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J. D. *The theoretical specification of B-MARIA*. Regional Economics Applications Laboratory, University of Illinois at Urbana-Champaign, Nov. 1997 (Discussion Paper REAL, n. 97-T-5).
- LAYARD, P. R. G.; WALTERS, A. A. *Microeconomic theory*. New York: McGraw-Hill, 1978.
- MENDOZA, E. G.; TESAR, L. L. *A quantitative analysis of tax competition v. tax coordination under perfect capital mobility*. 2003 (NBER Working Paper, n. 9.746).
- MINTZ, J.; TULKENS, H. Commodity tax competition between member states of a federation: equilibrium and efficiency. *Journal of Public Economics*, Chicago, v. 29, n. 2, p. 133-172, 1986.
- PEROBELLI, F. S. *Análise das interações econômicas entre os estados brasileiros*. 2004. Tese (Doutorado em Economia) – FEA/USP, São Paulo, 2004.
- PORSSE, A. A. *Competição tributária regional, externalidades fiscais e federalismo no Brasil: uma abordagem de equilíbrio geral computável*. Tese (Doutorado em Economia) – PPGE/UFRGS, Porto Alegre, 2005.
- PORSSE, A. A.; HADDAD, E. A.; RIBEIRO, E. P. Estimando uma matriz de insumo-produto inter-

regional Rio Grande do Sul-Restante do Brasil. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS REGIONAIS, 3., 2004, Belo Horizonte, MG. *Anais...* Belo Horizonte: Editor Institucional, 2004.

PRADO, S.; CAVALCANTI, C. E. G. *A guerra fiscal no Brasil*. São Paulo: Fundap: Fapesp, 2000.

RAUSCHER, M. *Leviathan and competition among jurisdictions: the case of benefit taxation*. *Journal of Urban Economics*, Irvine, v. 44, n. 1, p. 59-67, 1998.

SHAH, A. *The new fiscal federalism in Brazil*. World Bank, 1991 (Working Paper, n. 124).

TIEBOUT, C. M. A pure theory of local expenditures. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 64, p. 416-424, 1956.

VARSANO, R. A guerra fiscal do ICMS: quem ganha e quem perde. *Planejamento e Políticas Públicas*, Brasília, n. 15, p. 3-18, 1997.

VARSANO, R.; FERREIRA, S. G.; AFONSO, J. R. *Fiscal competition: a bird's eye view*. Rio de Janeiro: Ipea, 2002 (Texto para Discussão, n. 887).

WILDASIN, D. E. Nash equilibrium in models of fiscal competition. *Journal of Public Economics*, Chicago, v. 35, n. 2, p. 229-240, 1988.

WILSON, J. D.; WILDASIN, D. E. Capital tax competition: bane or boon? *Journal of Public Economics*, Chicago, v. 88, n. 6, p. 1.065-1.091, 2004.

ZODROW, G. R.; MIESZKOWSKI, P. Pigou, Tiebout, property taxation, and underprovision of local public goods. *Journal of Urban Economics*, Irvine, v. 19, n. 3, p. 356-370, 1986.

(Originais submetidos em fevereiro de 2008. Última versão recebida em dezembro de 2008. Aprovado em janeiro de 2009.)

ANEXO

QUADRO A.1

Decomposição dos payoffs: variação equivalente relativa

(Em variação percentual)

Estratégias	Restante do Brasil																					
	-0,10	-0,08	-0,06	-0,04	-0,02	0,00	0,02	0,04	0,06	0,08	0,10											
-0,10	4,478	4,640	3,783	3,760	3,095	2,888	2,411	2,025	1,733	1,170	1,060	0,323	0,393	-0,516	-0,270	-1,347	-0,927	-2,170	-1,580	-2,986	-2,227	-3,795
-0,08	4,258	4,573	3,565	3,693	2,877	2,822	2,195	1,959	1,518	1,104	0,847	0,258	0,180	-0,581	-0,481	-1,411	-1,138	-2,234	-1,789	-3,049	-2,435	-3,857
-0,06	4,039	4,506	3,347	3,626	2,661	2,756	1,980	1,893	1,304	1,039	0,634	0,193	-0,032	-0,645	-0,692	-1,475	-1,347	-2,298	-1,997	-3,112	-2,643	-3,920
-0,04	3,821	4,439	3,130	3,560	2,445	2,690	1,765	1,828	1,091	0,974	0,422	0,129	-0,243	-0,709	-0,902	-1,539	-1,556	-2,361	-2,205	-3,175	-2,849	-3,982
-0,02	3,604	4,372	2,914	3,494	2,230	2,624	1,552	1,762	0,878	0,909	0,210	0,064	-0,453	-0,773	-1,111	-1,602	-1,764	-2,424	-2,412	-3,238	-3,055	-4,044
0,00	3,388	4,305	2,699	3,427	2,017	2,558	1,339	1,697	0,667	0,845	0,000	0,000	-0,662	-0,837	-1,319	-1,665	-1,971	-2,487	-2,617	-3,300	-3,259	-4,106
0,02	3,172	4,239	2,485	3,362	1,804	2,493	1,127	1,632	0,456	0,780	-0,209	-0,064	-0,870	-0,900	-1,526	-1,729	-2,177	-2,549	-2,822	-3,362	-3,463	-4,168
0,04	2,958	4,173	2,272	3,296	1,592	2,428	0,916	1,568	0,247	0,716	-0,418	-0,128	-1,078	-0,963	-1,732	-1,791	-2,382	-2,612	-3,027	-3,424	-3,667	-4,230
0,06	2,744	4,107	2,060	3,230	1,380	2,363	0,706	1,503	0,038	0,652	-0,626	-0,191	-1,284	-1,027	-1,938	-1,854	-2,586	-2,674	-3,230	-3,486	-3,869	-4,291
0,08	2,532	4,041	1,848	3,165	1,170	2,298	0,497	1,439	-0,170	0,588	-0,833	-0,255	-1,490	-1,090	-2,143	-1,917	-2,790	-2,736	-3,433	-3,548	-4,071	-4,352
0,10	2,320	3,976	1,637	3,100	0,960	2,233	0,289	1,375	-0,378	0,524	-1,039	-0,318	-1,695	-1,152	-2,347	-1,979	-2,993	-2,798	-3,635	-3,609	-4,271	-4,413

Fonte: Calculado pelos autores.

Nota: As estratégias são mudanças percentuais nas alíquotas de ICMS dos bens da indústria de transformação.

QUADRO A.2
Decomposição dos payoffs: variação real do consumo de bens públicos
 (Em variação percentual)

Estratégias	Restante do Brasil																					
	-0,10	-0,08	-0,06	-0,04	-0,02	0,00	0,02	0,04	0,06	0,08	0,10											
-0,10	-2,985	-3,021	-2,614	-2,445	-2,245	-1,871	-1,876	-1,299	-1,484	-0,696	-1,143	-0,163	-0,779	0,401	-0,416	0,963	-0,054	1,523	0,307	2,080	0,624	2,719
-0,08	-2,753	-2,989	-2,382	-2,412	-2,013	-1,838	-1,645	-1,267	-1,255	-0,671	-0,912	-0,131	-0,548	0,434	-0,185	0,996	0,176	1,556	0,537	2,113	0,851	2,743
-0,06	-2,522	-2,956	-2,151	-2,379	-1,782	-1,805	-1,414	-1,234	-1,028	-0,647	-0,683	-0,098	-0,319	0,467	0,044	1,029	0,405	1,588	0,765	2,146	1,077	2,768
-0,04	-2,292	-2,923	-1,922	-2,347	-1,553	-1,773	-1,185	-1,201	-0,801	-0,622	-0,454	-0,065	-0,090	0,499	0,272	1,061	0,633	1,621	0,993	2,178	1,302	2,793
-0,02	-2,063	-2,890	-1,693	-2,314	-1,324	-1,740	-0,957	-1,168	-0,576	-0,597	-0,227	-0,033	0,137	0,532	0,499	1,094	0,860	1,654	1,219	2,211	1,526	2,817
0,00	-1,835	-2,858	-1,465	-2,281	-1,097	-1,707	-0,730	-1,136	-0,351	-0,572	0,000	0,000	0,363	0,564	0,725	1,126	1,085	1,686	1,444	2,243	1,749	2,842
0,02	-1,608	-2,825	-1,238	-2,249	-0,871	-1,675	-0,504	-1,103	-0,128	-0,548	0,225	0,032	0,588	0,597	0,950	1,159	1,310	1,719	1,669	2,276	1,971	2,867
0,04	-1,382	-2,793	-1,013	-2,216	-0,645	-1,642	-0,279	-1,071	0,095	-0,523	0,450	0,065	0,812	0,629	1,173	1,191	1,533	1,751	1,892	2,308	2,191	2,891
0,06	-1,157	-2,760	-0,788	-2,184	-0,421	-1,610	-0,055	-1,038	0,316	-0,498	0,673	0,097	1,035	0,662	1,396	1,224	1,756	1,783	2,114	2,341	2,411	2,916
0,08	-0,933	-2,728	-0,565	-2,151	-0,198	-1,578	0,168	-1,006	0,537	-0,474	0,896	0,130	1,257	0,694	1,618	1,256	1,977	1,815	2,335	2,373	2,630	2,941
0,10	-0,710	-2,695	-0,342	-2,119	0,024	-1,545	0,390	-0,974	0,756	-0,449	1,117	0,162	1,478	0,726	1,839	1,288	2,198	1,848	2,555	2,405	2,848	2,965

Fonte: Calculado pelos autores.

Nota: As estratégias são mudanças percentuais nas alíquotas de ICMS dos bens da indústria de transformação.

Rio Grande do Sul

ADMINISTRAÇÃO E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA NO BRASIL: UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO 1996-2007*

Mário Jorge Cardoso de Mendonça**

Manoel Carlos de Castro Pires**

Luis Alberto Toscano Medrano***

Este artigo tem por objetivo avaliar como a administração da dívida pública no Brasil afetou a sua sustentabilidade no período 1996-2007. A partir de 2003, o gerenciamento da dívida brasileira buscou alterar a combinação entre custo e risco, privilegiando o primeiro. Ao utilizar modelos Markov Switching, para captar essa mudança de comportamento em sua administração, projeta-se a dívida pública a partir de simulações de Monte Carlo. Os resultados indicam que a dívida pública brasileira pode ser considerada sustentável no médio prazo.

1 INTRODUÇÃO

Ainda que o problema da sustentabilidade da dívida pública apareça na literatura de várias maneiras (ver FMI, 2003), a maior parte da literatura brasileira recente sobre o assunto se concentrou em basicamente três abordagens distintas. Em primeiro lugar, vários artigos analisaram o tema da sustentabilidade da dívida líquida do setor público (DLSP) brasileiro a partir da aplicação de testes econométricos baseados nas implicações impostas pela “restrição intertemporal do governo” ao comportamento das séries de tempo de variáveis fiscais – por exemplo Hamilton e Flavin (1986), Trehan e Walsh (1991), Hakkio e Rush (1991) e Bohn (1991), *inter alia*. Em segundo lugar, outros artigos seguiram uma literatura paralela que surgiu com a preocupação de estimar a “função de reação fiscal” dos Tesouros Nacionais (BOHN, 1998; TAYLOR, 2000; GALI; PEROTTI, 2003; THAMS, 2007, *inter alia*). Neste caso, o que se procura saber é se o superávit primário reage ou não a variações na razão dívida pública/PIB de forma a manter essa última variável em níveis sustentáveis (BOHN, 1998). Em terceiro lugar, alguns artigos se preocuparam em estabelecer previsões para a dívida pública a partir de projeções das variáveis que a afetam por definição, como taxa de juros, crescimento econômico e superávit primário.¹

* Os autores agradecem os comentários de Adolfo Sachsida, Alexandre X. Y. Carvalho, Bráulio Santiago Cerqueira, Cláudio Hamilton dos Santos, Márcio Bruno Ribeiro, aos participantes do programa de seminários da Cogep/STN e a dois pareceristas anônimos. Entretanto, erros e omissões são de responsabilidade dos autores.

** Técnicos de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Macroeconômicos – Dimac/Ipea.

*** Assistente de Pesquisa pelo Programa Nacional de Pós-Doutorado (PNPD).

1. Uma alternativa para análise de sustentabilidade é Pires (2006), que mostra como as expectativas dos agentes podem ser interpretadas como sinal de consistência da política fiscal.

Não obstante a heterogeneidade dos dados utilizados, a maioria dos estudos com base nestas três abordagens chega à conclusão de que a DLSP é sustentável no longo prazo. Rocha (1997) e Issler e Lima (2000) mostram que a dívida pública brasileira obedece à restrição de valor presente.² Bicalho (2005) e Mello (2007) estimam funções de reação para a política fiscal e concluem que a mesma reage à dívida pública. Projeções para a dívida foram realizadas por Goldfajn (2002), Goldfajn e Guardia (2003) e Silva e Pires (2008), indicando que a dívida pública é sustentável.

Uma abordagem alternativa foi proposta por Garcia e Rigobon (2004) a partir da percepção de que as variáveis que determinam a dinâmica da DLSP são estocasticamente correlacionadas. Neste sentido, temos que o “risco sistêmico” incidente sobre a DLSP pode ser modelado por meio de um vetor autorregressivo (VAR) o que, por sua vez, permite que se façam simulações a fim de lançar luz sobre a gama de trajetórias possíveis para a dívida pública brasileira.

Uma característica importante da abordagem Garcia e Rigobon (2004) é que a mesma permite ao analista obter *insights* acerca dos impactos da gestão da dívida pública sobre o referido risco sistêmico. Suponha, por exemplo, que a dívida esteja toda indexada ao *overnight*. Nesse caso, a correlação entre inflação e a taxa de juros real incidente sobre a dívida provavelmente será positiva, dependendo dos parâmetros da função de reação monetária. Suponha, alternativamente, que a dívida esteja toda prefixada. Nesse caso, a correlação entre a taxa de juros real incidente sobre a dívida e a inflação será negativa, na medida em que a inflação corrói o rendimento real dos títulos prefixados.

As mudanças na gestão da dívida pública, por sua vez, refletem os objetivos dos administradores públicos e as restrições associadas ao contexto em que se encontra o país (qual o regime cambial, a política monetária, a política fiscal ou mesmo a conjuntura internacional). A literatura teórica caracteriza o problema do administrador da dívida pública a partir da resolução de um conflito entre risco de refinanciamento e o custo de serviço da dívida (MISSALE, 1999). A dívida pública pode ser financiada com baixo custo, mas elevado risco (como é o caso da dívida externa) ou elevado custo, mas com risco próximo de zero (caso da dívida prefixada). Entre essas duas extremidades, existe uma enorme quantidade de possibilidades que compreendem outros indexadores (índice de preços, taxa de câmbio) e os diferentes prazos de vencimento.

De todo modo parece factível supor que a relação dinâmica entre as variáveis que determinam a dinâmica da DLSP sofreu quebras estruturais no instável período 1996-2007 – quebras essas que podem refletir e/ou ensejar mudanças na gestão da

2. Para uma opinião divergente, ver Luporini (2000).

dívida pública. Com efeito, argumentaremos a seguir que a abordagem de Garcia e Rigobon (2004) pode ser significativamente aperfeiçoada pela utilização de modelos Markov Switching (MS-VAR) para o cálculo da referida relação dinâmica – uma vez que esses modelos admitem explicitamente a possibilidade de mudanças nos parâmetros bem como na variância das variáveis envolvidas na análise.

Este artigo tem como objetivo descrever, de forma não exaustiva, a gestão da dívida pública recente bem como avaliar sua sustentabilidade. Para tanto, conta com mais quatro seções além desta introdução. A próxima seção apresenta alguns fatos estilizados da administração da dívida pública no período 1996-2002 e as mudanças recentes entre 2003 e 2007. Em seguida, a terceira seção faz uma descrição sumarizada do modelo multivariado MS-VAR que modela de forma endógena as mudanças de regime nos parâmetros relativos aos coeficientes e da variância do modelo. A quarta seção apresenta o resultado das simulações que indicam que para um horizonte de 30 meses a dívida pública pode ser considerada sustentável. A quinta seção apresenta as principais conclusões do artigo.

2 DEFINIÇÕES E FATOS ESTILIZADOS DA DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA NO PÓS-REAL

A começar pelas definições mais básicas, note-se que a identidade que descreve a dinâmica da DLSP é dada pela identidade (1) a seguir:

$$DLSP_t \equiv DLSP_{t-1} + JN_t + DP_t + AP_t \quad (\text{ou } \Delta DLSP_t \equiv DN_t + AP_t) \quad (1)$$

ou seja, a $DLSP_t$ no final de um dado período contábil é dada pelo valor da mesma no final do período anterior ($DLSP_{t-1}$) somado aos juros nominais (JN_t), ao déficit primário (DP_t) do setor público e aos ajustes patrimoniais (AP_t) ocorridos no período. Assim, a definição precisa da dinâmica da DLSP cria necessidade de se definirem precisamente três outros conceitos: JN_t , DP_t e AP_t .

O déficit primário (DP_t), também conhecido como necessidade primária de financiamento do setor público ou $NFSP_t$ primária, é definido na identidade (2) a seguir:

$$DP_t \equiv NFSP_t \text{ primárias} \equiv Desp \text{ Prim}_t - Rec \text{ Prim}_t \quad (2)$$

como o saldo das despesas e receitas primárias, ou seja, o DP_t é dado pelo valor total das despesas públicas correntes excluindo aquelas relativas ao pagamento de

juros sobre a dívida pública³ menos o valor total das receitas públicas primárias (ou seja, o valor total das receitas públicas correntes excluindo aquelas relativas ao recebimento de juros sobre os haveres públicos). Naturalmente, as despesas e receitas com juros excluídos do cálculo do déficit primário são as que entram no cálculo de JN_t , de modo que $JN_t = i_{t-1}DLSP_{t-1}$, onde i_{t-1} é a taxa de juros nominal efetiva.⁴ Assim temos que:

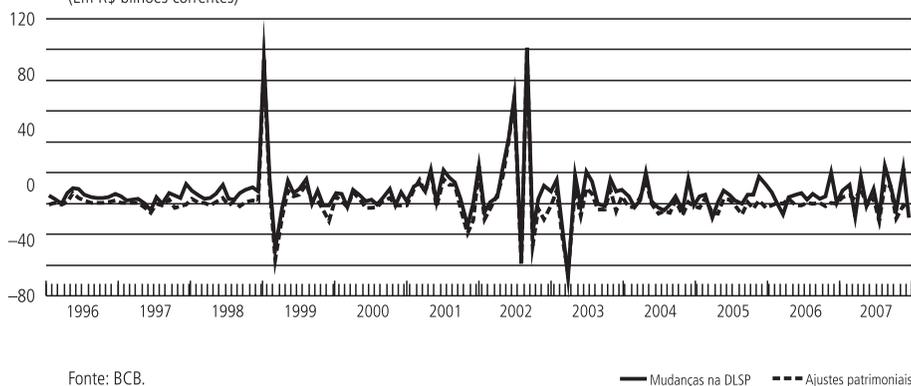
$$DLSP_t \equiv (1+i_{t-1})DLSP_{t-1} + DP_t + AP_t \quad (3)$$

Ao considerar os ajustes patrimoniais (AP_t), isto é, as mudanças na DLSP que nada têm a ver com o tamanho relativo das despesas e receitas correntes (tanto primárias como com juros) do setor público, nota-se que eles podem ser divididos em três grandes grupos: *a*) ajustes cambiais; *b*) ajustes relativos às privatizações; e *c*) ajustes devidos ao reconhecimento de dívidas (ou, no jargão, esqueletos). Os primeiros refletem as mudanças no valor (em reais) da DLSP (denominada em moeda estrangeira ou indexada à taxa de câmbio) causadas por variações cambiais, enquanto os segundos exprimem os recursos obtidos pelo governo com a venda de suas empresas ao setor privado e os terceiros, as novas dívidas criadas por conta de decisões judiciais e/ou políticas. Longe de serem apenas detalhes técnicos, os ajustes patrimoniais são frequentemente determinantes cruciais da dinâmica da dívida pública, como no caso do segundo mandato do presidente Fernando Henrique Cardoso (ver gráficos 1 e 2).

GRÁFICO 1

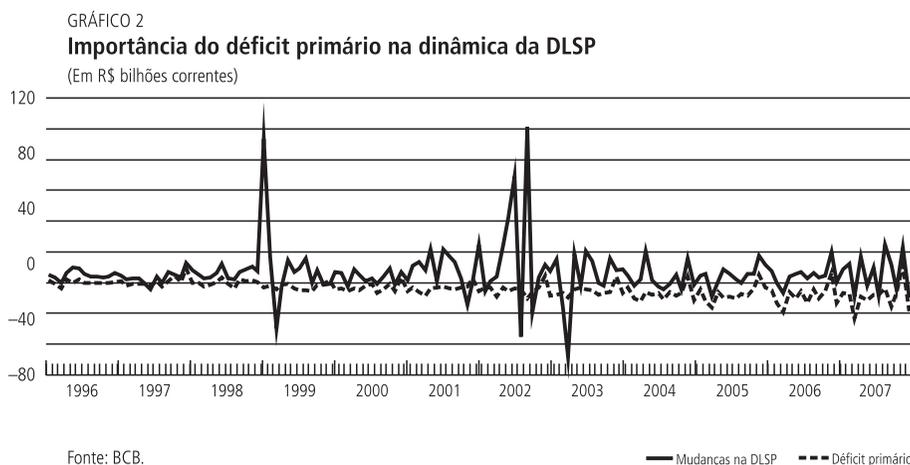
Importância dos ajustes patrimoniais na dinâmica da DLSP

(Em R\$ bilhões correntes)



3. Mas, curiosamente, incluindo as “despesas de investimento” (em capital fixo), ainda que essas sejam formalmente “despesas de capital” e não “despesas correntes”. Para mais detalhes, ver Blanchard e Giavazzi (2004).

4. A taxa de juros efetiva difere da taxa Selic por ser uma média ponderada das taxas de juros incidentes sobre diversas “safras” de vários tipos de títulos públicos em poder do público (ver subseção 3.1).



Cumpra-se notar que – embora os ajustes por conta do reconhecimento de dívidas e privatizações também tenham sido significativos no período 1999-2002 – os ajustes cambiais foram maiores no segundo Governo FHC do que quaisquer outros ajustes em quaisquer outros períodos após janeiro de 1996 (o período para o qual dispomos de dados – ver gráfico a seguir). Obviamente, a enorme variabilidade da taxa de câmbio, que caracterizou os primeiros anos do regime de câmbio flexível implantado após a crise de 1999 (em contraste com a relativa estabilidade do regime de câmbio administrado do primeiro Governo FHC), explica boa parte desse fenômeno. Note-se, entretanto, que tanto a significativa participação de papéis indexados ao dólar na dívida interna bruta quanto o alto peso relativo da DLSP externa também cumprem um papel importante na caracterização – informal, por enquanto – de um regime de “alta volatilidade” macroeconômica nos governos FHC (gráfico 3).⁵

Muito influenciada pelos eventos ocorridos no período 1999-2002, a dinâmica recente da dívida líquida pública brasileira foi alterada basicamente por duas mudanças principais na sua administração e que interessam aos objetivos deste artigo. A primeira mudança, apresentada no gráfico 4, decorreu da redução da participação da dívida líquida externa (conhecida como dívida cambial externa) e dos títulos indexados à taxa de câmbio (também conhecidos como dívida cambial interna).

A segunda mudança decorreu do fato de que, mesmo com um regime de câmbio flutuante, o Brasil começou a acumular reservas internacionais em decorrência da elevada liquidez internacional. Com isso, o Brasil virou credor

5. Note-se que o Plano Anual de Financiamento (PAF) de 2001, publicado pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN), propõe uma mudança na composição da dívida pública no sentido de manter a dívida cambial em 21% da Dívida Pública Mobiliária Federal interna (DPMFi) no cenário otimista e 24% no cenário conservador (contra 22,3% de dezembro de 2000). Isso demonstra uma tentativa de ao menos manter a participação dos títulos cambiais. A mudança na composição proposta no PAF de 2001 é a redução dos títulos indexados à Selic e o aumento dos títulos prefixados. Contudo, a conjuntura desfavorável frustrou essa estratégia.

externo líquido – seus ativos denominados em moeda estrangeira ultrapassaram seus passivos denominados em moeda estrangeira. Apenas para quantificar esse fato, a dívida externa líquida do Banco Central do Brasil (BCB), que foi de -3% do produto interno bruto (PIB) em meados de 2002, ultrapassou -11% do PIB em 2007, representando um montante significativo a ser abatido da dívida bruta, reduzindo, portanto, a DLSP.

GRÁFICO 3
Evolução dos ajustes patrimoniais desagregados

(Em R\$ bilhões correntes)

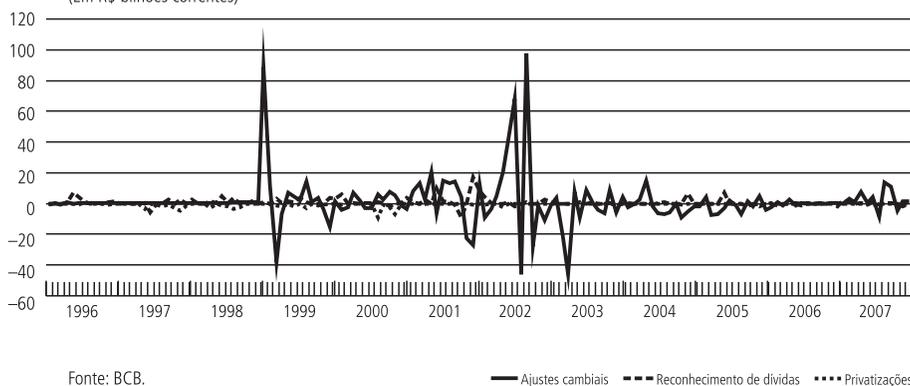
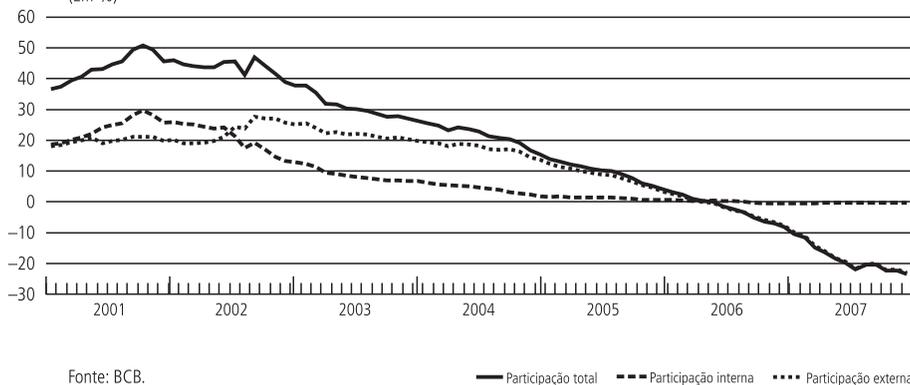


GRÁFICO 4
Evolução da composição da DLSP

(Em %)



Tamanho mudança na administração da dívida pública merece alguns comentários adicionais. O primeiro comentário é que a redução da dívida cambial se inicia em meados de 2002 quando a taxa de câmbio estava bastante desvalorizada. Essa decisão acarretou um elevado custo financeiro e patrimonial, no curto prazo. Quando o câmbio começou a se valorizar, a decisão de trocar títulos cambiais por

títulos indexados a outras variáveis (Selic e índices de preços, principalmente) fez com que o Tesouro Nacional abrisse mão de possíveis ganhos que poderiam compensar as perdas financeiras e patrimoniais da desvalorização cambial ocorrida anteriormente.⁶

Cabe ressaltar que se pode argumentar que a substituição da dívida cambial só poderia ser feita nesse contexto – em que o Tesouro assumisse para si as perdas decorrentes da substituição dos títulos cambiais e/ou da valorização do câmbio. Assim, fica mais nítida ainda a decisão de política do Tesouro Nacional de alterar de forma definitiva a posição do Brasil na fronteira de eficiência entre risco *versus* custo da dívida.⁷

O segundo comentário é que, com a posição de credor externo líquido, obtida a partir da acumulação de reservas, a dívida pública brasileira, daqui em diante, deve ser pouco afetada durante o “regime de elevada volatilidade”, caracterizada informalmente na seção anterior. Com efeito, choques na taxa de câmbio devem contribuir para reduções na dívida líquida do setor público no período mais recente porque: *a)* elevam o valor em real das reservas internacionais; e *b)* a dívida pública interna não está concentrada na indexação à taxa de câmbio. Por outro lado, choques cambiais contribuem para aumentos na DLSP como proporção do PIB apenas indiretamente na medida em que afetam negativamente o ciclo econômico.

Em outras palavras, a administração da dívida pública a partir de 2003 buscou reduzir o risco sistêmico, assegurando maior estabilidade ainda que a custo de financiamento maior. Tal opção pela estabilidade da dívida pública caracteriza informalmente, por enquanto, um “regime de baixa volatilidade macroeconômica”.

3 BREVES COMENTÁRIOS SOBRE UMA PROPOSTA DE MODELO MULTIVARIADO PARA ANALISAR A DÍVIDA PÚBLICA

A definição de DLSP que aparece em (3) é feita tomando os valores correntes. Contudo, a medida correta para o acompanhamento dessa variável e de seu impacto sobre a economia se faz por meio da chamada razão entre a DLSP e o PIB. Além disso, como será mostrado a seguir, isso permite reescrever a equação da dinâmica da dívida, levando em consideração variáveis-chave da economia, tais como a inflação e o crescimento real do produto. Assim, visto que o PIB em

6. O PAF de 2003 apresenta alguns indícios de mudança na escolha entre risco e custo. Esse documento projeta uma substituição dos títulos cambiais por títulos indexados a índices de preços. As projeções para a dívida cambial apontam um mínimo de 13% da DPMFI. O Tesouro aponta ainda a proteção cambial oferecida pelo BCB como um elemento importante nessa substituição (PAF de 2003, p. 25). Já no PAF de 2004 não está contemplada a emissão de títulos cambiais, apenas títulos prefixados e indexados a índices de preços e à Selic com foco no aumento do prazo médio da dívida e o PAF de 2005 aponta a manutenção das tendências observadas nos anos anteriores como a estratégia a ser seguida.

7. Ao apontar novas diretrizes para a gestão da dívida pública, o PAF de 2006 não poderia ser mais claro. Segundo o documento: “vencida a questão da dívida cambial, o Tesouro Nacional intensificará a redução dos títulos remunerados pela taxa Selic” (PAF de 2006, p. 26).

termos correntes é tal que $PIB = P_t Y_t$, onde P_t é o índice de preço e Y_t é o produto real, temos que:

$$\begin{aligned} \frac{DLSP_t}{PIB_t} &= \frac{DLSP_t}{P_t Y_t} = \frac{(1+i_{t-1})}{P_t Y_t} DLSP_{t-1} + \frac{NFSP_t}{P_t Y_t} + \frac{AP_t}{P_t Y_t} = \\ &= \frac{(1+i_{t-1})}{P_t Y_t} \frac{DLSP_{t-1}}{P_{t-1} Y_{t-1}} P_{t-1} Y_{t-1} + \frac{NFSP_t}{P_t Y_t} + \frac{AP_t}{P_t Y_t} \end{aligned} \quad (4)$$

fazendo $\frac{P_{t-1}}{P_t} = \frac{1}{1+\pi_t}$ e $\frac{Y_{t-1}}{Y_t} = \frac{1}{1+g_t}$, onde π_t é a taxa de inflação e g_t é a taxa de crescimento real do PIB, temos que

$$\frac{DLSP_t}{P_t Y_t} = \frac{(1+i_{t-1})}{(1+\pi_t)(1+g_t)} \frac{DLSP_{t-1}}{P_{t-1} Y_{t-1}} + \frac{NFSP_t}{P_t Y_t} + \frac{AP_t}{P_t Y_t}$$

$$\text{Fazendo } d_t = \frac{DLSP_t}{P_t Y_t}, \quad f_t = \frac{NFSP_t}{P_t Y_t} \quad \text{e } x_t = \frac{AP_t}{P_t Y_t}$$

$$d_t = \frac{(1+i_{t-1})}{(1+\pi_t)(1+g_t)} d_{t-1} + f_t + x_t \quad (5)$$

Dado ainda que $\frac{(1+i_{t-1})}{(1+\pi_t)} = 1+r_{t-1}$, onde r_t é a taxa de juros real, e $\frac{(1+r_{t-1})}{(1+g_t)} \cong 1+r_{t-1}-g_t$, tem-se por fim que:

$$d_t = (1+r_{t-1}-g_t)d_{t-1} + f_t + x_t \quad (6)$$

De acordo com a equação (6), observa-se que a trajetória da relação entre a dívida pública e o PIB (d_t) está diretamente determinada pelo comportamento de variáveis macroeconômicas fundamentais, como a taxa de juros real⁸ (r_t) e a taxa de crescimento real do PIB (g_t), bem como o déficit primário (f_t) e os ajustes patrimoniais (x_t). Obtendo-se a trajetória para estas variáveis, é possível calcular a trajetória esperada para a dívida pública.

8. Que por sua vez embute a taxa de juros nominal e a inflação.

3.1 A *proxy* para a taxa de juros

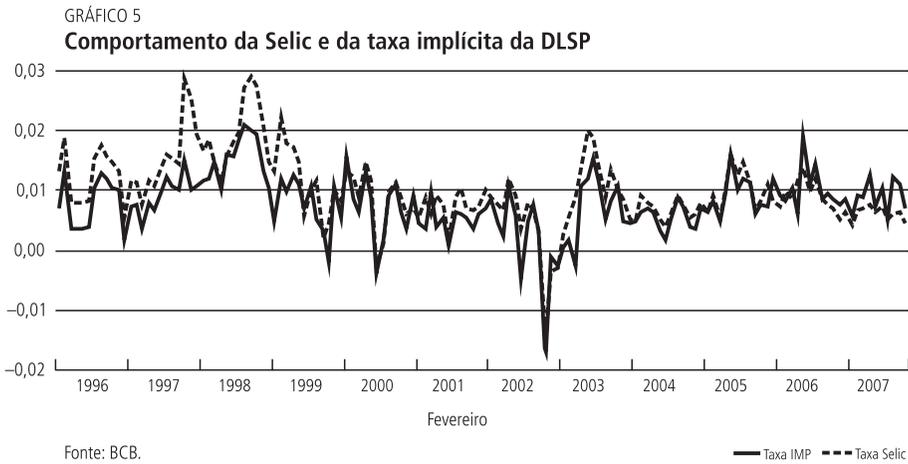
Crucial para a discussão a respeito da modelagem da dívida pública é a definição da taxa de juros a ser utilizada na equação (6). É muito comum o uso da taxa de juros de curto prazo (Selic) como *proxy* de taxa de juros relevante para a dinâmica da dívida. De fato, a taxa de juros Selic remunera uma parcela representativa da dívida pública, pois é o indexador das Letras Financeiras do Tesouro (LFT). Outro importante efeito esperado da Selic sobre a dívida se dá sobre as taxas de juros mais longas via estrutura a termo das taxas de juros.

Cabe ressaltar, entretanto, que a DLSP é composta por um sem-número de ativos e passivos diferentes, emitidos em datas diferentes e remunerados a taxas distintas. Dessa forma, a opção pelo uso da Selic como taxa de juros representativa da dinâmica da dívida não se justifica para os propósitos deste artigo. A variável de taxa de juros utilizada nas simulações a seguir é, portanto, a série de taxa de juros implícita da dívida pública calculada como o fluxo de pagamento de juros dividido pelo estoque da dívida pública.

A importância de se usar a taxa de juros implícita da dívida e não a Selic é dada pelo fato de que a primeira carrega as negociações passadas dos ativos e passivos, bem como as decisões de política a respeito do gerenciamento da dívida na escolha de sua composição e de seus prazos. Isso não quer dizer que a Selic não seja uma boa *proxy* para a taxa de juros implícita da dívida⁹ (gráfico 5). O ponto aqui é um pouco mais sutil e mais importante quando se busca obter simulações que modelem explicitamente as correlações entre as variáveis. A modelagem dinâmica da Selic é diferente daquela taxa de juros implícita na dívida, pois apresenta objetivos diferentes. A taxa de juros implícita reflete decisões de gerenciamento da dívida pública: mudanças na composição e na maturidade dos títulos. Essas decisões, por sua vez, podem ter natureza muito diferente das decisões que governam a dinâmica da política monetária. Por exemplo, um aumento da inflação pode, por um lado, elevar a taxa Selic, medida em termos reais, por conta da função de reação do BCB, mas pode, por outro lado, reduzir a taxa de juros implícita real paga pela dívida por corroer o pagamento de juros dos títulos prefixados.¹⁰ Parece, então, importante modelar explicitamente a taxa de juros implícita da dívida.

9. Para ilustrar a importância dessa diferenciação utilizou-se a equação (6) para realizar projeções da dívida pública com base nessas duas taxas. O erro de medida pode ser considerado pequeno, pois o erro quadrático médio do modelo com a Selic é de 0,029 enquanto do modelo com a taxa implícita é zero.

10. De fato, a comparação de modelos VAR (não reportado) realizada com essas duas variáveis apresenta uma relação com a inflação distinta nos dois modelos exatamente como essa descrição.



3.2 O modelo MS-VAR

O estudo de modelos econométricos de séries temporais não-lineares tem ganhado crescente importância em períodos recentes (FRANSES; VAN DIJK, 2000; LUTKEPOHL; KRATZIG, 2004). Quando uma relação linear é submetida a uma mudança estrutural – o que pode ocorrer nos coeficientes das variáveis, no intercepto e também na matriz de covariância – os parâmetros do modelo mudam com o tempo, resultando em não-linearidades e, em regra, nas violações das hipóteses de heterocedasticidade e normalidade. Modelos de MS (HAMILTON, 1989, 1994; KROLZIG, 1997; SIMS, 1999, 2001) se caracterizam por assumir explicitamente a possibilidade de que, a cada momento do tempo, ocorra um número finito de regimes ou estados sem que se saiba ao certo qual deles está sendo observado.

Um vetor autorregressivo com MS-VAR pode ser descrito do seguinte modo:

$$Y_t = A_0(s_t) + A_1(s_t)Y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (7)$$

com $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma(s_t))$

A “variável latente” s_t , que determina o estado da natureza, é regida por um processo estocástico conhecido como uma cadeia de Markov ergódica e definido por uma matriz de probabilidades de transição, cujos elementos são dados por:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^k p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, k\}$$

$$p_{ij} \geq 0 \quad \text{para } i, j = 1, 2, \dots, K \quad (8)$$

Aqui, p_{ij} representa a probabilidade de que, em $t + 1$, a cadeia mude do regime i para o regime j . A ideia, portanto, é que a probabilidade de ocorrência de um regime s_t qualquer no presente depende apenas do regime que ocorreu no período anterior, ou seja, de s_{t-1} . Com k regimes existentes, as probabilidades de transição entre os estados podem assim ser representadas pela matriz de transição de probabilidade P , com dimensão $(k \times k)$.¹¹

Para os objetivos específicos dessa análise, é importante notar que os distintos regimes podem estar associados a diferentes composições e objetivos referentes à administração da dívida. Nesse sentido, a análise dinâmica das variáveis por meio do modelo MS-VAR pode captar essas relações dinâmicas que podem ser variantes no tempo.

4 ANÁLISE EMPÍRICA E DESCRIÇÃO DOS DADOS

Utilizam-se nesta pesquisa dados mensais de janeiro de 1996 a dezembro de 2007. As variáveis usadas neste estudo são descritas da seguinte forma:

(d): razão entre o estoque da dívida líquida sem valorização cambial do setor ($DLSP$) e o PIB acumulado nos últimos 12 meses valorizado pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna centrado do último mês (PIB_{12}). Fonte: BCB;

(g): taxa de crescimento real do PIB acumulado tal como descrito no item anterior. O deflator usado foi o IGP-DI. Fontes: BCB e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE);

(r): taxa de juros real definida como a taxa de juros nominal implícita sobre a DLSP menos a variação do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).¹² Fontes: BCB e IBGE;

(f): razão entre a necessidade primária de financiamento do setor público consolidado sem valorização cambial no mês dividido pelo PIB_{12} . Fonte: BCB;

(s): taxa de câmbio real é obtida deflacionando a taxa nominal de câmbio pela razão entre o índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos (CPI – todos os consumidores urbanos) e o IPCA: Fontes: BCB e IBGE; e

(π): taxa de inflação medida pelo IPCA. Fonte: IBGE.

4.1 Testes de raiz unitária

Com o objetivo de avaliar a adequação de se aplicar este conjunto de dados ao modelo MS-VAR, é importante avaliar se as variáveis podem ser consideradas

11. Os parâmetros do modelo citado anteriormente são estimados a partir da maximização da função de verossimilhança do modelo por meio do algoritmo EM (DEMPSTER; LAIRD; RUBIN, 1977) – uma técnica iterativa para modelos com variáveis omitidas e/ou não observadas.

12. A taxa de juros nominal implícita da dívida pública foi calculada como o fluxo de pagamento de juros dividido pelo estoque da dívida pública líquida ($DLSP$), tal como mencionado na subseção 3.1.

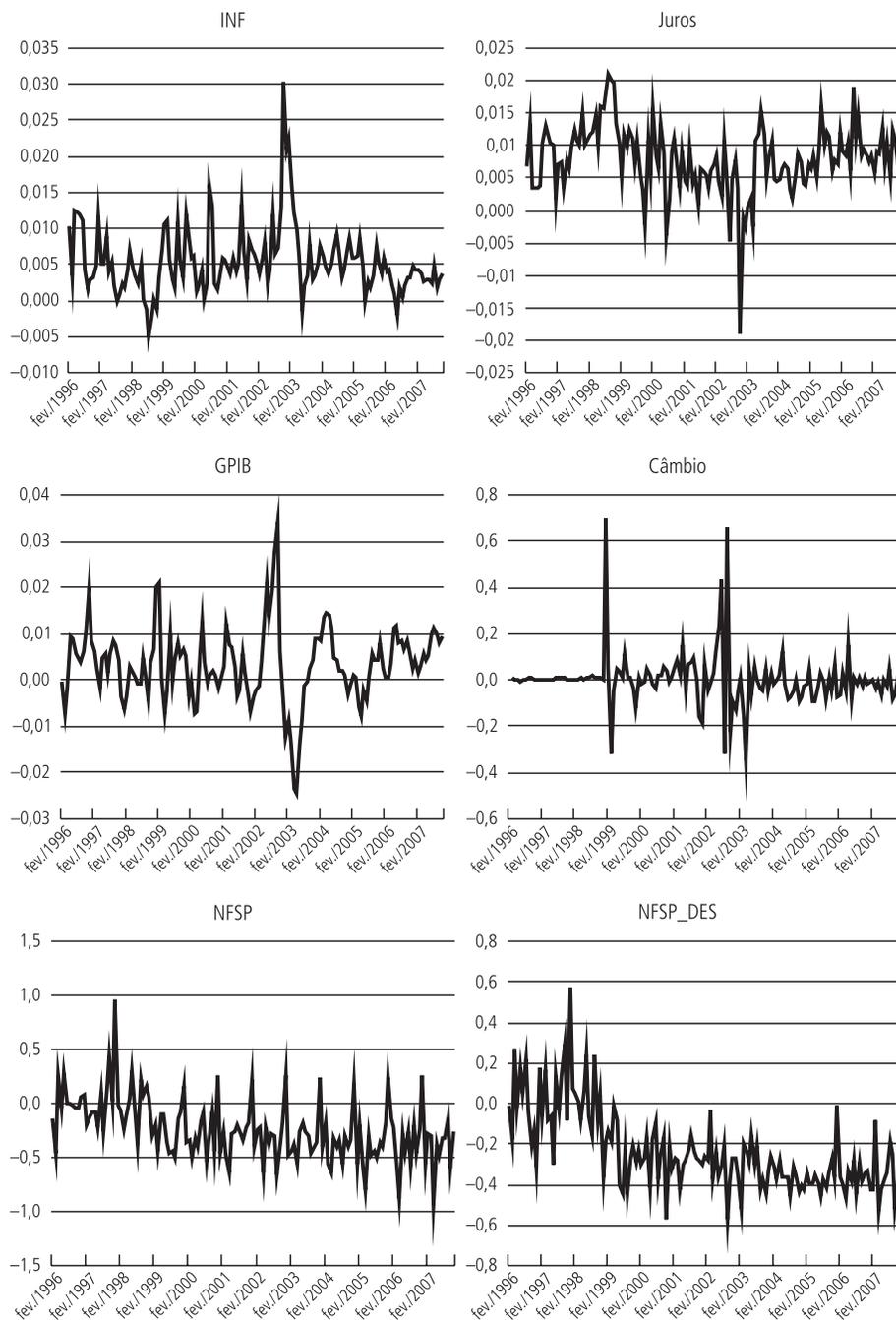
estacionárias. Para a aplicação dos testes de raiz unitária, é necessário observar a evolução das séries (gráfico 6) para obter noção sobre como os mesmos devem ser conduzidos. Em primeiro lugar, vale notar que as variáveis inflação, crescimento do PIB, desvalorização do câmbio real e taxa de juros real apresentam a característica de reversão para a média – muito comum em séries estacionárias – ainda que algumas observações aberrantes estejam presentes ao longo do tempo, embora não pareçam afetar essa característica. Com efeito, foram conduzidos os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), confirmando que as variáveis podem ser consideradas estacionárias. Além disso, o teste de Saikkonen e Lutkepohl (2002), que permite modelar as observações aberrantes de forma endógena, e o teste de Zivot e Andrews (1992), que permite modelar a quebra na tendência e no intercepto também de forma endógena, foram aplicados. Seus resultados confirmam a rejeição da hipótese nula de raiz unitária em todas essas variáveis.

Na variável NFSP é mais difícil de observar reversão para a média ainda que a mesma possa ser modelada com uma tendência e nesse caso a reversão para a média fique um pouco mais clara. Vale notar ainda que a variável NFSP apresenta uma mudança de comportamento significativa no início do período (déficits sendo revertidos rapidamente para superávits, o que pode sugerir uma quebra estrutural de nível) e de um comportamento sazonal. Os resultados dos testes de raiz unitária indicam que a NFSP pode ser considerada $I(1)$ nos testes ADF e KPSS. Quando a sazonalidade é modelada, a série pode ser considerada estacionária (conforme resultado dos testes ADF e Saikkonen e Lutkepohl que incluem *dummies* sazonais). Ademais, esse resultado é confirmado pelo teste com quebra estrutural de Zivot e Andrews, ainda que a sazonalidade não seja modelada neste teste. A NFSP dessazonalizada pelo X-12 Arima pode ser considerada estacionária conforme os testes ADF, Saikkonen e Lutkepohl e Zivot e Andrews. O resultado desses testes é apresentado no apêndice.

Assim, optamos por utilizar a NFSP dessazonalizada como variável estacionária por duas razões. Primeiro, notamos que o uso de *dummies* sazonais no modelo MS-VAR acarretaria uma elevação grande do número – já elevado – de parâmetros. Segundo, as evidências acerca da NFSP dessazonalizada parecem tão conclusivas em torno da estacionariedade quanto das NFSP com *dummies* sazonais.

É importante ressaltar que, ainda que os resultados de estacionariedade da NFSP possam parecer pouco conclusivos (ou ao menos não são inequívocos como ocorre com as demais variáveis), o objetivo em estimar o VAR reside nos valores dos parâmetros para a realização das simulações e não a inferência dos mesmos. Um resultado importante é que a literatura de séries de tempo mostra que tais estimativas são consistentes e, dessa forma, poderíamos conduzir as simulações com base nas mesmas (HAMILTON, 1994, p. 553 e 557).

GRÁFICO 6
Evolução das séries



Fonte: Elaboração dos autores.

4.2 Resultados econométricos do modelo MS-VAR

Nesta subseção apresentam-se os resultados do modelo MS-VAR seguindo o procedimento já descrito para uma especificação MSIAH,¹³ que permite mudanças no intercepto (I), nos parâmetros das variáveis (A) e na matriz de covariância (H) em cada regime. O MS-VAR estimado contempla o conjunto de variáveis: inflação, crescimento do PIB, taxa de câmbio real, taxa de juros real e necessidade de financiamento primária.¹⁴

De acordo com os resultados do modelo MS-VAR, podemos considerar a existência de dois regimes ao longo da amostra.^{15,16} Optamos aqui por estimar o modelo com apenas uma defasagem.¹⁷ Um número maior de defasagem aumentaria consideravelmente o número de parâmetros a ser estimado do modelo, conduzindo a um modelo superparametrizado. A fim de ter um parâmetro de comparação para esses últimos resultados, estimamos também o modelo VAR linear (ou seja, sem mudança de regime) com uma e duas defasagens.¹⁸

Naturalmente é necessário observar o comportamento dos modelos MS-VAR e VAR ante os diferentes testes de especificação. Com efeito, a aplicação do teste de razão de verossimilhança (DAVIES, 1977) rejeita a hipótese nula de linearidade ($LR = LR = 228.45$, $X^2_{(45)} = [0.000]**$ e $X^2_{(47)} = [0.000]**$ para o modelo),¹⁹ ratificando a opção pelo modelo MS-VAR para a base de dados analisada. Além disso, o modelo MS-VAR mostra um bom desempenho quanto aos diferentes testes de especificação (não-reportado), o que não ocorre em relação ao modelo linear no que se refere ao comportamento quando submetido aos testes de normalidade²⁰ e

13. Essa terminologia é adotada por Krolzig (1997).

14. O modelo com a inclusão dos ajustes patrimoniais gera uma previsão para a dívida descolada da observada (conforme *one step ahead* - não reportado).

15. Utilizamos o *software* MSVAR130 em nossas estimações. Esse último, escrito em OX, está disponível gratuitamente na internet.

16. Note-se que a introdução de um maior número de regimes conduz a problemas na rotina numérica de otimização, fazendo com que a matriz de transição de probabilidade se torne não ergódica, o que viola uma das principais hipóteses do modelo.

17. Nosso modelo com cinco variáveis, com uma defasagem e dois regimes apresenta 10 parâmetros referentes à média; 50 parâmetros autorregressivos; 30 parâmetros da matriz de variância e covariância no caso generalizado, além de duas probabilidades de transição, totalizando 92 parâmetros a serem estimados para um total de 140 observações.

18. Para nenhum critério de escolha de defasagem obteve-se um número superior a duas defasagens: Akaike Information Criterium (2), Final Prediction Error (2), Hannan-Quinn Criterion (1), Schwarz Criterion (1).

19. O teste LR aqui possui distribuição não-padrão, não podendo ser caracterizado analiticamente desde que as probabilidades de transição sejam não identificadas sob a hipótese de linearidade. Contudo, é possível mostrar que esta distribuição pode ser aproximada, estando no intervalo entre duas qui-quadrado. Deduz-se disso que se essas distribuições rejeitarem a hipótese nula, o teste LR deverá necessariamente fazê-lo. Contrariamente, se não houver rejeição da hipótese de linearidade por ambas, então o mesmo deverá acontecer para o teste LR. Em qualquer outra situação nada poderá ser dito.

20. No caso de duas defasagens, somente os resíduos da equação de juros real aceitaram a hipótese nula de normalidade para os testes Jarque Bera, Simetria e Curtose. Os resultados podem ser obtidos diretamente com os autores.

heterocedasticidade.²¹ Também verifica-se pela tabela 1 que os diferentes critérios (com exceção do BIC) para seleção de modelos concorrentes acenam todos para o melhor desempenho do modelo não-linear diante das duas especificações do VAR linear.

TABELA 1

Crítérios para seleção de modelos concorrentes

	AIC	HQ	BIC	Verossimilhança
LINEAR-VAR(2)	-27,1549	-26,5544	-25,6771	1957,26
MS(2)-IAH(1) ^a	-27,7610	-26,9754	-25,8279	2035,26
LINEAR-VAR(1)	-26,8006	-26,4164	-25,8551	1921,04

Fonte: Elaborado pelos autores.

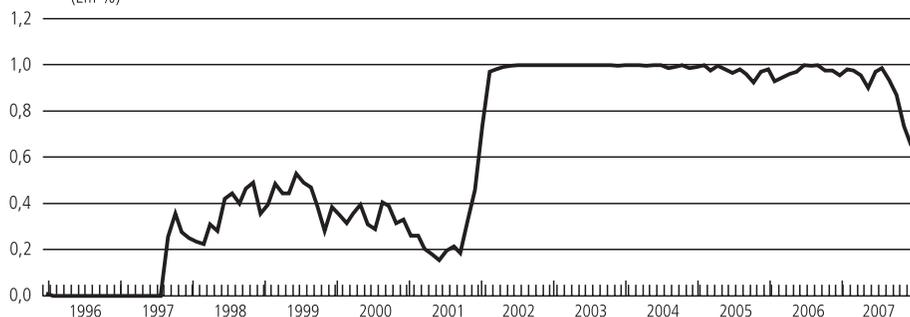
^a Refere-se ao número de regimes e defasagens, respectivamente.

Ainda sobre o modelo linear, as mudanças nas relações existentes entre as variáveis que determinam a dinâmica da DLSP podem ser ilustradas a partir de testes de quebra estrutural disponíveis em um contexto VAR. Em princípio, como não há conhecimento prévio sobre a natureza da quebra estrutural relevante, apresenta-se, no gráfico 7, o teste de quebra estrutural de Chow Forecast (que testa quebra nos parâmetros e na variância).

GRÁFICO 7

Teste de quebra estrutural do VAR

(Em %)



Fonte: Elaborado pelos autores a partir do *software* J-Multi.

Os resultados sugerem forte evidência de quebra estrutural entre 1997 e 1998 e um período de pequena instabilidade entre os anos de 1999 e 2002. A evidência de quebra estrutural só pode ser rejeitada inteiramente a partir de 2003. Essas evidências sugerem que a partir de 2003 um regime de estabilidade se instaurou

21. No caso de duas defasagens, o teste ARCH-LM multivariado rejeita a hipótese nula de homocedasticidade para a média dos distúrbios das equações do VAR (VARCHLM estatística de teste: 1245.0197, valor-p (χ^2): 0.0070). A aplicação do teste ARCH-LM para cada equação mostra que as equações da inflação (ARCH-LM: 2.1494, valor-p (χ^2): 1.6202) e o déficit primário (ARCH-LM: 1.6202, valor-p (χ^2): 0.0754) apresentam problema de heterocedasticidade.

no Brasil. Esse resultado também sugere que o modelo MS-VAR é mais indicado do ponto de vista econométrico do que o modelo linear.

A proposta fundamental deste estudo é estimar o grau de sustentabilidade para a trajetória futura da dívida, o que será feito mais adiante. Neste caso teremos que projetar diversas trajetórias futuras para a DLSP e inferir a média. De modo a termos alguma segurança quanto ao que estará sendo projetado fora da amostra, é necessário verificar se pelo menos a previsão dentro da amostra apresenta certa confiabilidade. Assim, analisa-se na tabela 2 a capacidade preditiva do modelo MS-VAR bem como a do VAR convencional com base no critério do erro quadrado médio (EQM). O EQM foi calculado a partir da previsão um passo à frente nas últimas 30 observações para todas as variáveis utilizadas no modelo. De acordo com esse critério, observa-se que, com exceção da NPFSP, com todas as outras variáveis envolvidas, a capacidade preditiva do MS(2)-VAR(1) é superior ao VAR convencional.

TABELA 2

Erro quadrático médio

	Inflação	Juros	CâmbioO	GPIB	NPFSP	DLSP
VAR(2) (1)	8,000e-005	1,27e-005	0,009097	2,22e-005	0,020703	2,54
VAR(1) (2)	8,9217e-006	1,4582e-005	0,010546	2,4794e-005	0,025981	7,77
MS(2)VAR(1)(3)	3,4707e-006	9,9257e-006	0,0027334	8,2808e-006	0,071903	0,79
(1)/(3)	23,05	1,28	3,33	2,68	0,29	3,21
(2)/(3)	2,57	1,47	3,86	2,99	0,36	9,83

Fonte: Elaborado pelos autores.

A análise individual das variáveis tendo em vista o EQM mostra o ganho de eficiência de previsão do modelo MS-VAR frente ao VAR linear. Considerando o modelo com somente uma defasagem, o ganho maior de capacidade preditiva se deu preponderantemente para o câmbio real onde o EQM para o modelo VAR é cerca de três vezes superior ao obtido com o modelo MS-VAR com uma e duas defasagens. Dadas as mudanças significativas na condução do regime cambial no Brasil como a introdução do regime de câmbio flutuante em janeiro de 1999 e uma forte desvalorização no segundo semestre de 2002, esse resultado não parece surpreendente. O uso do MS-VAR mostrou forte melhora na qualidade da previsão também para as variáveis inflação e crescimento do PIB. Nestes casos, os valores obtidos para o EQM do VAR convencional são duas vezes maiores que os obtidos pelo MS-VAR com uma e duas defasagens. Para a inflação, isso pode ser explicado pela adoção do regime de meta explícita para a inflação em agosto de 1999, enquanto, para o PIB, sabe-se que a taxa de crescimento dessa variável alterna fases de crescimento e recessão ao longo do tempo. No que se refere ao déficit primário o ganho na previsão foi inexistente.

Na tabela 2, observou-se que para a maioria das variáveis a qualidade preditiva do MS-VAR é superior àquela obtida em relação ao modelo VAR linear. Entretanto, no caso da variável *NPFSP* a previsão obtida pelo VAR linear foi superior à gerada

pelo MS-VAR. Assim, se o peso relativo dessa variável for grande na composição da dívida líquida, a aplicação do MS-VAR não resultará em maiores ganhos. A resposta para esta questão aparece na última coluna da tabela 2. Nela, pode-se verificar o comportamento do EQM para o valor previsto da dívida. Mesmo com o ajuste ruim no caso da NFSP, o modelo MS-VAR mostra uma performance preditiva muito superior àquela gerada com base no VAR linear dada a relação entre os valores do EQM para esses dois modelos.

De crucial importância para os resultados é a datação dos regimes e quais variáveis determinam os mesmos. De uma maneira geral, pode-se caracterizar o regime 1 como de baixa volatilidade cambial e o regime 2 como de elevada volatilidade cambial, porque a variância estimada para a equação da taxa de câmbio é muito maior no regime 2 (cerca de quatro vezes maior no modelo com uma defasagem e três vezes maior no modelo com duas). Nas demais equações a variância de ambos os regimes é mais próxima.

A matriz de probabilidade de transição²² entre os regimes é apresentada na tabela 3. As probabilidades filtrada e suavizada²³ dos regimes que aparecem na figura 1 são importantes para entender a datação deles. De acordo com a tabela 3, o regime 1, de baixa volatilidade, é bastante persistente, enquanto o regime 2, de alta volatilidade, tem uma probabilidade pequena de se manter em ambos os modelos.

TABELA 3

Probabilidades de transição

	Regime 1	Regime 2
Regime 2	0,9835	0,0165
Regime 1	0,1933	0,8067

Fonte: Elaborado pelos autores.

De acordo com a figura 1, a probabilidade de ocorrência do regime de baixa volatilidade foi alta nos períodos de câmbio fixo (1996-1998), entre os choques cambiais (2000-2002) e a partir do segundo semestre de 2003. Os períodos de alta volatilidade se dão por conta da desvalorização cambial de 1999 e dos choques ocorridos no segundo semestre de 2002 e no primeiro semestre de 2003.²⁴

Uma vez mostrada a melhor adequação do modelo MS-VAR ante o VAR convencional, tendo em vista os testes de especificação, passaremos, como em Garcia e

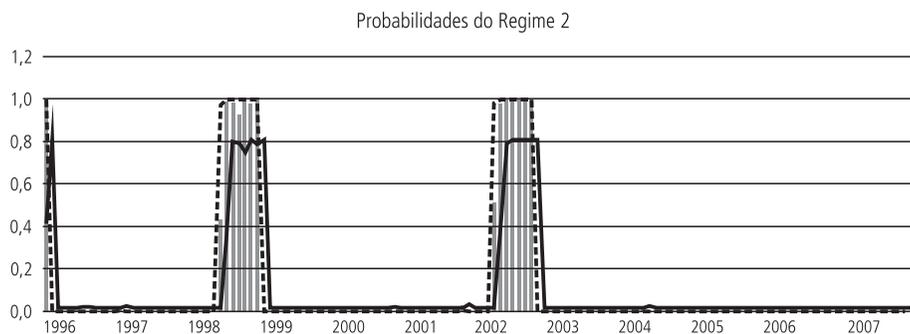
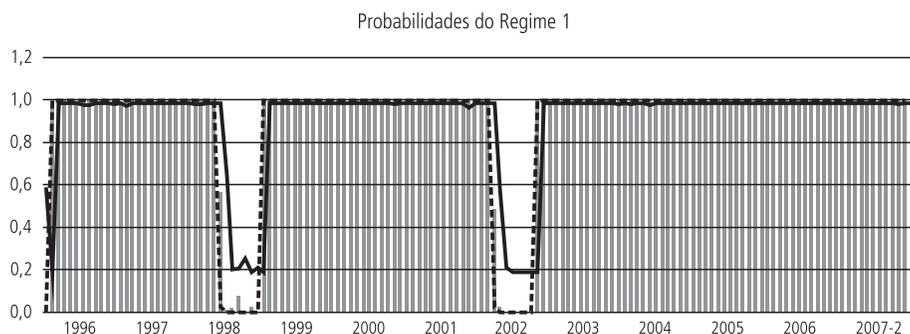
22. Uma das hipóteses fundamentais do modelo MS é que a matriz de probabilidade de transição seja ergódica, o que ocorre quando um autovalor é 1 e os demais estão dentro do círculo unitário. Aqui os autovalores são 1 e 0,79, o que atende a condição para que a matriz seja ergódica.

23. A probabilidade suavizada (*smoothed*) considera informações de toda a amostra sendo definida da seguinte forma $Pr \{ S_t = j | \Psi_T \}$, onde Ψ_T é o conjunto de informação pleno até o instante T. A probabilidade filtrada (*filtered*) é uma inferência ótima no estado da variável no tempo t considerando as informações até t, enquanto a probabilidade predita (*predicted*) leva em conta a informação até t-1.

24. Note-se que esse resultado é compatível com a evidência de quebra estrutural obtida anteriormente para o teste de Chow para o modelo linear. Segundo o resultado anterior, apenas a partir de 2003 obteve-se evidência consistente de que não havia instabilidade nos parâmetros ou na variância.

Rigobon (2004), a projetar a trajetória futura para a dívida pública brasileira, o que será feito com base na obtenção de trajetórias simuladas por método de Monte Carlo para a taxa de juros real, crescimento do PIB e déficit primário com base nos modelos MS-VAR estimados. Uma vez simuladas as trajetórias para essas variáveis, a trajetória da dívida pública pode ser obtida imediatamente. Aqui o valor inicial da dívida é o último valor observado da amostra. Contudo, diferentemente do procedimento adotado em Garcia e Rigobon (2004), onde a projeção se estende para um horizonte de dez anos, considera-se uma projeção bem mais curta (de 30 meses apenas) para a DLSP. Isso se deve ao fato de que a previsão para um horizonte temporal muito adiante está associada a um elevado grau de incerteza na medida em que o intervalo de confiança vai se ampliando quanto maior é o horizonte de previsão. Outra explicação relevante é que o horizonte proposto parece suficiente para a revisão das políticas econômicas, caso haja evidência de não sustentabilidade da dívida pública.

FIGURA 1
Datação dos regimes no modelo MS(2)-VAR(1)



As figuras 2 e 3 a seguir apresentam o resultado da simulação para o modelo MS(2)-VAR(1). A figura 2 apresenta a tendência central da DLSP nos próximos 30 meses, assim como seu intervalo de confiança de 95% para o modelo MS(2)-VAR(1). Nela pode ser visto que a trajetória mais provável mostra uma suave tendência decrescente para a DLSP, o que até então está em acordo com os resultados de Garcia e Rigobon (2004). Contudo, diferentemente desses autores, os resultados obtidos indicam uma probabilidade muito baixa de não sustentabilidade para a DLSP no período mencionado. Com efeito, conforme mostra a figura 3, a probabilidade de a dívida pública alcançar um patamar superior a 50% do PIB é inferior a 10%. Ademais, a probabilidade de a dívida se situar entre 40% e 50% do PIB é menor que 60% após o período de 30 meses.

FIGURA 2
Projeção para a DLSP

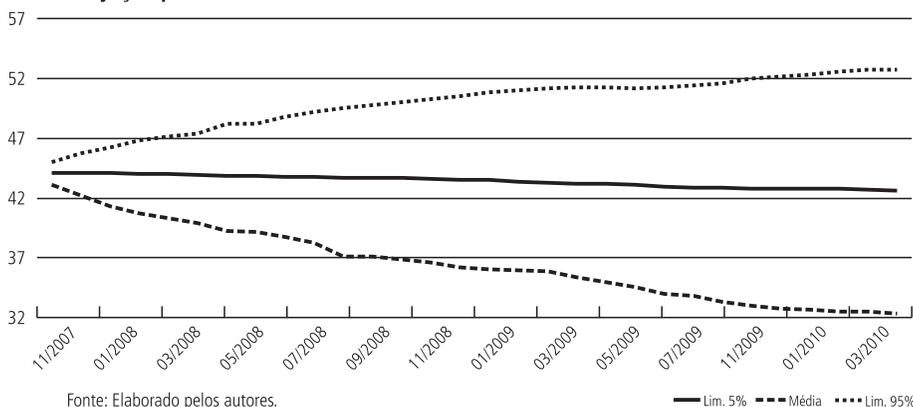
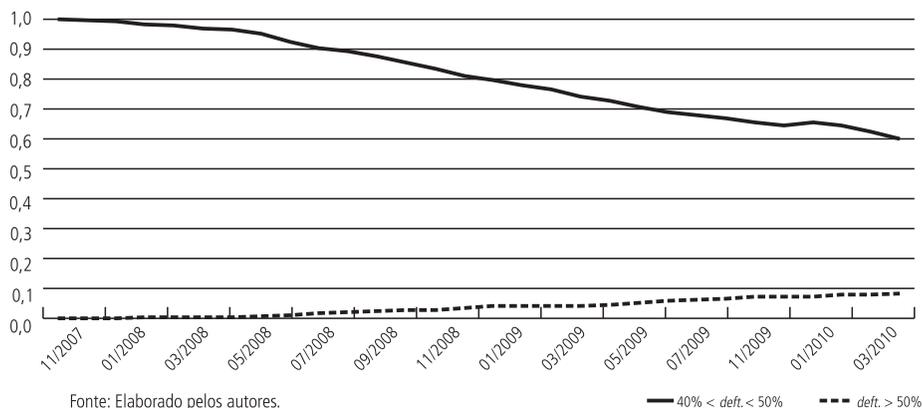


FIGURA 3
Probabilidade de default



5 CONCLUSÕES

Na tentativa de obter uma trajetória sustentável para a dívida pública, os administradores públicos se deparam com um conflito entre o risco de refinanciamento e o custo da dívida. No período de câmbio fixo e início do período de câmbio flutuante que se estendeu até 2002 e que cobriu os dois governos FHC, a escolha por uma combinação de baixo custo e elevado risco (ambos *ex ante*), caracterizada pela emissão de títulos indexados à taxa de câmbio, ficou nítida. Tal estratégia elevou o risco sistêmico e culminou com sérias dúvidas sobre a sustentabilidade da dívida pública, conforme mostraram Garcia e Rigobon (2004), mesmo após o início do processo de ajuste fiscal em 1999.

A partir de 2003, inicia-se um processo de mudança na combinação entre risco e custo. A elevação da participação dos títulos prefixados e indexados aos índices de preços, bem como o processo de acumulação de reservas internacionais, elevaram o custo da dívida pública, mas asseguraram uma redução do risco sistêmico incidente sobre a dinâmica da DLSP que, com o aprofundamento do ajuste fiscal (isto é, com o aumento da meta de superávit primário), iniciaram um processo de redução consistente. Tal decisão de política de “blindar” a dívida pública, aceitando o custo decorrente de tal blindagem foi, a nosso ver, a principal característica da política fiscal no período 2003-2007.

Ademais, as simulações apresentadas a partir da modelagem MS-VAR (que permite captar as mudanças na gestão da dívida pública), para um horizonte de 30 meses, parecem indicar que a trajetória da DLSP é sustentável. Com efeito, a probabilidade de a dívida ultrapassar o patamar de 50% do PIB no horizonte de 30 meses é menor que 10% nos modelos estimados. Ademais, a probabilidade de a dívida se situar abaixo de 40% ao fim desse horizonte é maior que 50%.

ABSTRACT

This paper aims to evaluate how public debt management in Brazil has affected its sustainability in the 1996-2007 period. In 2003 Brazilian public debt management changed the trade off between cost minimization and risk minimization emphasizing the first element. Using a Markov Switching model in order to model this policy change we assess fiscal sustainability with Monte Carlo simulations. The results show that Brazilian public debt is sustainable in the medium run.

REFERÊNCIAS

- BICALHO, A. *Testes de sustentabilidade e ajuste fiscal no Brasil pós-real*. Dissertação (Mestrado) não publicada. EPGE-FGV. Rio de Janeiro, 2005.
- BLANCHARD, O.; GIAVAZZI, F. *Improving the stability and growth pact through a proper accounting of public investment*. Centre for Economic Policy Research, Londres, 2004 (Discussion Paper, n. 4.220).

BOHN, H. The sustainability of budget deficits with lump-sum and with income-based taxation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 23, p. 581-604, 1991.

_____. The behavior of U.S. public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, p. 949-963, 1998.

DAVIES, R. B. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika*, v. 64, p. 247-254, 1977.

DEMPSTER, A. P.; LAIRD, N. M.; RUBIN, D. B. Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of Royal Statistical Society*, v. 39, p. 1-38, 1977.

FMI. Public debt in emerging markets: is it too high? *World Economic Outlook*, chapter 3, 2003.

FRANSES, P. H.; DIJK, D. V. *Non-linear time series models in empirical finance*. Cambridge University Press, 2000.

GALI, J.; PEROTTI, R. Fiscal policy and monetary integration in Europe. *Economic Policy*, v. 18, n. 37, Oct. 2003.

GARCIA, M.; RIGOBON, R. *A risk management approach to emerging market's sovereign debt sustainability with an application to Brazilian data*. 2004 (NBER Working Paper, n. 10.336).

GOLDFAJN, I. *Are there reasons to doubt fiscal sustainability in Brazil?* Banco Central do Brasil, 2002 (Technical Note, n. 25).

GOLDFAJN, I.; GUARDIA, E. R. *Fiscal rules and debt sustainability in Brazil*. Banco Central do Brasil, 2003 (Technical Note, n. 39).

HAKKIO, C.; RUSH, M. Is the budget deficit too large? *Economic Inquiry*, v. 29, p. 429-445, 1991.

HAMILTON, J. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 57, p. 357-384, 1989.

_____. *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994.

HAMILTON, J.; FLAVIN, M. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. *American Economic Review*, v. 76, p. 808-819, 1986.

ISSLER, J.; LIM R. Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time series evidence from 1947-92. *Journal of Development Economics*, v. 62, p. 131-147, 2000.

KROLZIG, H. *Markov switching vector autoregressions*. Modelling, statistical inference and application to business cycle analysis. Springer-Verlag, Berlin, 1997.

LUPORINI, V. Sustainability of the Brazillian fiscal policy and Central Bank independence. *Revista Brasileira de Economia*, v. 54, n. 2, p. 201-226, 2000.

LUTKEPOHL, H.; KRATZIG, M. *Applied time series econometrics*. Themes in Modern Econometrics, Cambridge University Press, 2004.

MELLO, L. Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil. *Applied Economics*, v. 40, p. 271-284, 2007.

MISSALE, A. *Public debt management*. Oxford University Press: New York, 1999.

PIRES, M. C. C. Credibilidade na política fiscal: uma análise preliminar para o Brasil. *Economia Aplicada*, v. 10, p. 367-375, 2006.

ROCHA, F. Long run limits on the Brazilian government debt. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, p. 447-470, 1997.

SAIKKONEN, P.; LUTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory*, v. 18, p. 313-348, 2002.

SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. *Dívida pública: plano anual de financiamento*, vários números.

SILVA, A. M.; PIRES, M. C. C. Dívida pública, poupança em conta corrente do governo e superávit primário: uma análise de sustentabilidade. *Revista de Economia Política*, v. 28, p. 612-630, 2008.

SIMS, C. *Drifts and breaks in monetary policy*. Princeton University, 1999 (Discussion Paper).

_____. *Stability and instability in US monetary policy behavior*. Princeton University, 2001 (Discussion Paper).

TAYLOR, J. B. Reassessing discretionary fiscal policy. *Journal of Economic Perspectives*, v. 14, p. 21-36, 2000.

THAMS, A. *Fiscal policy rules in practice*. Humboldt University, Berlin, 2007 (SFB 649 Discussion Paper).

TREHAN, B.; WALSH, C. Testing intertemporal budget constraints: theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 23, n. 2, p. 206-223, 1991.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economics Statistics*, v. 10, p. 251-270, 1992.

(Originais submetidos em maio de 2008. Última versão recebida em dezembro de 2008. Aprovado em janeiro de 2009.)

APÊNDICE

Testes de raiz unitária

Teste ADF

Variável	Modelo	Lags	Estatística-t	Nível crítico 5%
Juros	Constante	0	-6.85	-2.88
Inflação	Constante	0	-5.58	-2.88
GPIB	Constante	1	-5.79	-2.88
Câmbio	Constante	0	-13.15	-2.88
NFSP	Const. e tend.	11	-1.44	-2.88
d(NFSP)	Const.	10	-9.84	-2.88
NFSP dessazonalizada ^a	Const. e tend.	2	-2.77	-2.88
NFSP com <i>dummies</i> Sazonalizada	Const. e tend.	1	-3.93	-2.86

^a Significativo a 10%.

Teste KPSS

Variável	Modelo	Estatística LM	Nível crítico 5%
Juros	Const.	0,2371	0,4630
Inflação	Const.	0,1549	0,4630
GPIB	Const.	0,0444	0,4630
Câmbio	Const.	0,2642	0,4630
NFSP	Const.	1,3692	0,4630
d(NFSP)	Const.	0,0859	0,4630
NFSP dessazonalizada	Const.	1,1532	0,4630
NFSP ^a	Const. e tend.	0,1720	0,1460
NFSP dessazonalizada	Const. e tend.	0,2425	0,1460

^a Rejeita a hipótese alternativa a 1%.

Teste Saikkonen e Lutkepohl (2002)

Variável (tipo de quebra)	Lags	Quebra	Estatística	Nível crítico 5%
Juros (impulso)	1	2002-2010	-4.9321	-2.88
Inflação (impulso)	0	2002-2010	-5.5033	-2.88
GPIB (impulso)	1	2002-2009	-5.6862	-2.88
Câmbio (impulso)	0	1998-2012	-14.1227	-2.88
NFSP (nível) ^a	11	1998-2011	-2.7803	-2.88
NFSP com <i>dummies</i> sazonalizadas (nível)	5	1998-2010	-4.7330	-3.03
NFSP dessazonalizada (nível) ^a	11	1998-2010	-2.8031	-3.03

^a Significativo a 10%.

Teste de Zivot e Andrews (1992)

Variável (tipo de quebra)	Lags	Quebra	Estatística	Nível crítico 5%
Juros (constante)	0	1999:2009	-8.0406	-5.08
Inflação (constante)	0	2003:2005	-6.3987	-5.08
GPIB (constante)	1	1997:2012	-6.8398	-5.08
Câmbio (constante)	0	2002:2010	-14.2113	-5.08
NFSP (const. e tend.)	0	1999:2001	-12.0999	-5.08
NFSP (const.)	0	1999:2001	-12.0486	-4.80
NFSP (tend.)	0	2000:2009	-11.3713	-4.42
NFSP dessazonalizada (const. e tend.)	0	1999:2001	-12.0999	-5.08

A RELAÇÃO ENTRE ALTURA, ESCOLARIDADE, OCUPAÇÃO E SALÁRIOS NO BRASIL

Andréa Zaitune Curi*

Naércio Aquino Menezes-Filho**

Neste artigo, analisamos os efeitos da altura das pessoas sobre sua escolaridade, alocação entre as ocupações e salários no Brasil, utilizando dados da Pesquisa sobre Padrão de Vida (PPV) e da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF). Os resultados mostram que a altura tem impacto positivo e significativo na conclusão dos ciclos escolares, sendo o impacto para os homens maior do que para as mulheres. Além disso, a altura tem impacto positivo e significativo no rendimento dos indivíduos independentemente do seu impacto na educação e na ocupação. Por fim, as ocupações que requerem mais habilidade atraem indivíduos, em média, mais altos do que as ocupações que exigem menos habilidade. Os resultados indicam que deficiências de capital humano na infância têm efeitos muito importantes no decorrer do ciclo de vida das pessoas e que, portanto, investimentos públicos na saúde, educação, habitação e nutrição na infância têm um retorno muito elevado.

1 INTRODUÇÃO

A altura de uma pessoa representa as condições socioeconômicas, demográficas, de saúde e dos ambientes físico e social por ela vivenciadas. Drachler *et al.* (2003) e Engstrom e Anjos (1999) realizaram estudos com a população brasileira e concluíram que a altura de uma pessoa é positivamente associada à escolaridade, à qualificação ocupacional dos pais, à renda, à qualidade de moradia, à idade da mãe, ao intervalo interpartos e ao peso ao nascer; e negativamente relacionada à prematuridade, ao número de menores de cinco anos no domicílio e à hospitalização nos dois primeiros anos de vida. Esses resultados também são encontrados em vários estudos internacionais.

Ademais, a literatura econômica tem mostrado que adultos mais altos conseguem empregos de maior *status* e, em média, ganham mais do que outros trabalhadores. Pesquisas empíricas da relação entre altura e sucesso no mercado de trabalho dos Estados Unidos datam de, pelo menos, um século.

De acordo com os estudos internacionais feitos para os Estados Unidos e para a Inglaterra, a altura tem efeitos significantes nas conquistas socioeconômicas futuras. As pessoas empregadas nas ocupações que necessitam de mais habilidade (qualificação) são, em média, mais altas do que as pessoas empregadas nas ocupações que requerem menos habilidade (GOWIN, 1915; CASE; PAXSON, 2006). Além

* Da Tendências Consultoria Integrada.

** Do Ibmec São Paulo e da Universidade de São Paulo.

disso, existe uma relação entre altura e posto dentro de uma mesma profissão (HENSLEY, 1993). De acordo com Hensley (1993) e Harper (2000), mesmo controlando por ocupação, existe retorno substancial relacionado à altura no mercado de trabalho. Observa-se também a influência da altura na probabilidade de emprego, sendo que os mais baixos têm menor taxa de emprego (HARPER, 2000). Os estudos mostram ainda a influência da altura no desenvolvimento educacional, como conclusão de ciclos escolares e desempenho em testes de proficiência (CASE; PAXSON, 2006); MAGNUSSON; RASMUSSEN; GYLLENSTEN, 2006). Entretanto, no Brasil existe carência de estudos sobre a relação entre a altura e o desenvolvimento socioeconômico futuro dos indivíduos.

Dadas a relevância do tema e a ausência de estudos para o Brasil sobre as consequências do retardo no crescimento, decidimos analisar neste artigo o impacto da altura na conclusão dos ciclos escolares, na alocação entre as ocupações e nos salários no Brasil. Consideramos tal análise importante para mostrar que as políticas públicas que visam reduzir as diferenças sociais devem agir desde a fase de gestação da criança, onde está a raiz do problema.

Assim, a partir de dados antropométricos analisamos se pessoas mais altas têm maior probabilidade de concluir os ciclos escolares: ensino fundamental 1, ensino fundamental 2, ensino médio e ensino universitário. Analisamos, ainda, se a remuneração no mercado de trabalho é positivamente relacionada à altura e se a alocação dos trabalhadores entre as ocupações que exigem diferentes níveis de qualificação é influenciada pela altura.

Os resultados mostram que a altura tem impacto positivo e significativo na conclusão dos quatro ciclos para as mulheres e na conclusão do ensino fundamental 1, ensino fundamental 2 e ensino médio para os homens, sendo o impacto para os homens maior do que para as mulheres. Além disso, a altura tem impacto positivo e significativo no rendimento dos indivíduos independentemente do seu impacto na educação e na ocupação. Por fim, as ocupações que requerem mais habilidade atraem indivíduos, em média, mais altos do que as ocupações que exigem menos habilidade.

Dessa forma, nossos resultados indicam que deficiências de capital humano na infância têm efeitos importantes no decorrer do ciclo de vida das pessoas e que, portanto, investimentos públicos na saúde, educação, habitação e nutrição na infância têm um retorno muito elevado.

Além desta introdução, o trabalho tem mais sete seções. Na segunda seção, fazemos uma revisão da bibliografia internacional sobre as relações entre altura e condições socioeconômicas e sobre a altura e o desenvolvimento futuro dos indivíduos, a fim de permitir a consolidação de uma base de conhecimento ampla e diversificada sobre o tema, abordando as diversas perspectivas de análise existentes. Na seção 3, apresentamos os dados utilizados. A quarta seção destaca a metodologia

econométrica aplicada em cada uma das etapas desse estudo. Na seção 5, fazemos uma análise descritiva dos dados e, na seção 6, apresentamos os resultados econômicos obtidos. Por fim, na seção 7 expomos nossas conclusões.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A avaliação do crescimento da criança, com base em indicadores antropométricos, tem sido utilizada como auxílio na análise do estado nutricional e de saúde do indivíduo.

A altura de uma pessoa depende de uma combinação de fatores, incluindo gene e condições ambientais, particularmente nutrição e doença. Apesar de os genes serem a chave determinante da altura individual, muitos estudos sugerem que as diferenças na altura média entre as populações são amplamente influenciadas por fatores ambientais (STECKEL, 1995). O aumento da altura observada em todo o mundo desenvolvido durante o século XX ocorreu tão rapidamente devido à seleção e à variação genética (BEARD; BLASER, 2002). Silventoinen (2003) argumenta que atualmente 20% da variação na altura entre indivíduos em países desenvolvidos se devem a fatores ambientais.

Estudos nacionais e internacionais indicam que as condições socioeconômicas das famílias agem sobre o crescimento infantil porque influenciam o ambiente físico e social imediato e as condições de saúde da criança. A tendência de crescimento e a menor altura dos grupos desfavorecidos socioeconomicamente sugerem que o retardo no crescimento esteja mais relacionado à desnutrição de longa duração devido à privação alimentar ou morbidade recorrente (WATERLOW, 1994) do que a fatores genéticos.

Entre os fatores socioeconômicos, a escolaridade dos pais tem sido positivamente relacionada à altura da criança (DRACHLER *et al.*, 2002; ENGSTROM; ANJOS, 1999), o que pode estar refletindo os melhores cuidados dedicados a ela e as maiores oportunidades profissionais, renda e acesso a bens e serviços (CROOKS, 1999).

O estudo de Engstrom e Anjos (1999) investigou a relação entre o déficit de estatura nas crianças e o estado nutricional de suas mães, bem como as condições socioambientais da família, numa amostra de 12.644 pares mãe-filho da população brasileira em 1989. Os autores observaram que 14,4% das crianças tinham déficit de estatura, apresentando associação inversa com escolaridade materna, renda domiciliar *per capita* e condições de moradia. Crianças cujas mães não sabiam ler nem escrever tiveram maior chance de ter déficit de estatura – razão de probabilidade (*odds ratio*) = 17,2 – do que crianças cujas mães cursaram nove ou mais séries. Em relação às crianças de melhor renda e condições de moradia, a razão de probabilidade encontrada foi de 11 para as do primeiro quartil de renda e 7,6 para as de domicílios em más condições. Além disso, apresentaram maior risco de

déficit de estatura as crianças com baixo peso materno (razão de probabilidade = 2,5) em relação às com mães com sobrepeso.

Outras características, como a ocupação paterna manual (GOLDSTEIN, 1971; SMITH; CHINN; RONA, 1980), a baixa renda familiar e as moradias inadequadas têm sido associadas ao retardo no crescimento infantil. A baixa renda pode prejudicar o crescimento ao afetar a quantidade e a qualidade dos alimentos, o acesso aos serviços de saúde e a qualidade da moradia (MONTEIRO, 1988). O impacto da renda média de longo prazo dos pais na saúde da criança indica que uma criança com pais de baixa renda é muito mais propensa a sofrer de nutrição pobre e doenças de saúde. Essa condição desfavorável tem efeitos importantes na renda futura (CASE; LUBOTSKY; PAXSON, 2002).

A relação entre saúde e capital humano é também transmitida pela educação. O *status* da saúde é altamente relevante para a capacidade cognitiva, sendo os retornos em educação positivamente afetados por *status* físicos. Dessa forma, a saúde exerce importante papel no processo de acumulação de capital humano. Segundo Currie e Moretti (2005), a correlação intergeracional na saúde contribui para a perpetuação do *status* econômico, capturando uma importante dimensão da desigualdade. Uma saúde pobre na infância é um importante mecanismo de transferência intergeracional do *status* econômico (CASE; FERTIG; PAXSON, 2003).

As moradias inadequadas, por sua vez, afetam o crescimento porque aumentam o risco de infecções respiratórias, diarreia e outras doenças (IMMINK; PAYONGAYONG, 1999). Também associados ao retardo no crescimento infantil estão outros fatores mais frequentes em famílias de baixa condição socioeconômica, como intervalo interpartos curto e mais de uma criança pequena no domicílio (NÓBREGA *et al.*, 1991), partos múltiplos da mãe, baixa idade da mãe, baixo peso ao nascer, prematuridade e hospitalização da criança (DRACHLER *et al.*, 2002).

O ambiente uterino da criança é fator importante na determinação da altura quando adulto. Mães que fumam durante a gravidez representam um fator de risco que pode retardar o crescimento intrauterino. A altura do adulto é também sensível às condições ambientais vivenciadas na infância. O período que vai do nascimento até os três anos de idade é o mais crítico para determinar a altura do adulto, a velocidade de crescimento é mais rápida nesse período do que em qualquer outro na vida.

Behrman e Rosenzweig (2004) utilizam dados de gêmeos univitelinos para obter estimativas do efeito da ingestão dos nutrientes intrauterinos na saúde e no rendimento dos adultos e, assim, avaliar a eficácia dos programas destinados ao aumento do peso de um bebê recém-nascido. Os resultados são utilizados para avaliar o viés das estimativas em *cross section* e avaliar a afirmação de que as condições da saúde têm um papel importante em determinar a distribuição de renda

mundial. Eles mostram que há uma variação considerável na incidência do baixo peso dos bebês através dos países e suas estimativas sugerem que existem ganhos reais no aumento do peso do bebê. Um dos impactos desse aumento é o incremento no desempenho escolar. Além disso, segundo eles, o efeito da elevação do peso ao nascer na escolaridade é subestimado em 50% sem controle pela dotação genética e pelo *background* familiar nas estimativas em *cross section*. Também encontram evidência de que acréscimos de peso ao nascer entre os bebês com baixo peso têm significantes ganhos no mercado de trabalho, mas isso não ocorre entre bebês com alto peso.

No Brasil, Drachler *et al.* (2003) realizaram um estudo sobre a altura de 2.632 crianças com idade entre 12 e 59 meses de Porto Alegre, RS. O objetivo foi investigar o efeito de condições socioeconômicas, demográficas, de saúde e dos ambientes físico e social sobre a altura. A área de localização do domicílio foi classificada como bem e mal provida em infraestrutura habitacional. Os resultados indicam que a altura é positivamente associada à escolaridade, à qualificação ocupacional dos pais, à renda, à qualidade de moradia, à idade da mãe, ao intervalo interpartos e ao peso ao nascer; e negativamente relacionada à prematuridade, ao número de menores de cinco anos no domicílio e à hospitalização nos dois primeiros anos de vida. O efeito da educação materna foi o dobro nas áreas mal providas em infraestrutura habitacional. O efeito positivo da qualificação ocupacional dos pais foi evidente apenas nas áreas mal providas. A área de residência modifica o efeito das condições socioeconômicas sobre o crescimento, e os programas habitacionais e de saneamento são úteis para diminuir o efeito de condições socioeconômicas desfavoráveis sobre o crescimento da criança.

No início do século passado, Gowin (1915) já apresentava um conjunto de evidências que documentava a diferença na distribuição da altura de executivos e do “homem médio”. Comparando a altura de pessoas de diferentes *status* na mesma profissão, o autor observou que os bispos são mais altos, em média, que os pregadores em cidades pequenas e que os gerentes de venda em média são mais altos do que os vendedores, resultados similares foram encontrados para os advogados, os professores e os empregados em estrada de ferro.

Hensley (1993) mostra resultados de dois estudos de uma grande universidade do meio atlântico que examinaram o paradigma altura/sucesso dentro do contexto do cenário universitário. O primeiro estudo, a partir de uma amostra aleatória de uma faculdade com 90 observações, revelou que os acadêmicos são mais altos do que a média dos americanos de mesma idade e gênero. A tendência monotônica prevista entre altura e posto acadêmico revelou que os professores assistentes são 1,24 polegada (3,1496 cm) mais altos, os professores associados (que não gozam de todos os direitos e privilégios) são 1,50 polegada mais altos (3,81 cm) e os professores efetivos são 1,97 polegada (5,004 cm) mais altos do

que a média dos indivíduos de mesma idade e gênero. O outro estudo, a partir de uma amostra de chefes de departamento com 52 observações, indica que a altura deles supera em 2,14 polegadas (5,436 cm) a altura da média dos americanos de mesma idade e gênero.

Recentemente, a partir de dados da *US National Health Interview Survey*, para os Estados Unidos, e do *1970 British Cohort Study*, para a Inglaterra, Case e Paxson (2006) mostraram que nesses países os trabalhos que exigem maior habilidade (qualificação) atraem trabalhadores mais altos. Em média os homens americanos empregados nas ocupações denominadas *white collar*, que necessitam de mais habilidade, são mais altos do que os homens empregados nas ocupações denominadas *blue collar*, que exigem menos habilidade. Os resultados obtidos mostram que um homem americano com 6 pés e 2 polegadas (1,899 m) de altura é 3 pontos percentuais (p.p.) mais propenso a ser um executivo e 2 p.p. mais propenso a ser um profissional liberal (advogado, médico) do que um homem que mede 5 pés e 10 polegadas (1,794 m). Entre os homens de 30 anos de idade na Inglaterra, os trabalhadores em ocupações administrativas ou que são profissionais liberais (advogados, médicos) são 6 décimos de polegadas (1,524 cm) mais altos em média do que os trabalhadores em ocupações manuais. Os resultados para as mulheres são similares: na Inglaterra, as mulheres que trabalham como profissionais liberais e gerentes são em polegadas mais altas do que as mulheres em ocupações manuais e nas ocupações que não exigem habilidade.

No mesmo artigo, Case e Paxson destacam a relação entre rendimentos/salários e altura para homens e mulheres, utilizando dados da *US National Health Interview Survey*, do *1958 British Birth Cohort Study* e do *1970 British Cohort Study*. A partir de modelos econométricos, as autoras estimam pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) o logaritmo da renda ou salários em função da altura e de variáveis de controle, como raça ou etnia, idade e ano da pesquisa. Os resultados indicam que nos Estados Unidos e na Inglaterra, para ambos, homens e mulheres, existe retorno substancial à altura no mercado de trabalho: 1 polegada (2,54 cm) a mais na altura está associada a um aumento na renda e nos salários de 2% a 2,5%. De acordo com o estudo, um aumento na altura dos homens americanos do 25º para o 75º percentil da distribuição de altura, que corresponde a um aumento de 4 polegadas (10,16 cm), está associado a um aumento nos ganhos de 10% em média.

Para analisar o impacto da aparência física no mercado de trabalho (salários e emprego), Harper (2000) usa os dados longitudinais do *National Child Development Study* (NCDS) com uma amostra de 11.407 indivíduos nascidos na Inglaterra em 1958. Os resultados mostram que, mesmo controlando por ocupação, existem diferenças significantes de salários em função da altura dos indivíduos. Comparando-se os salários dos indivíduos do primeiro decil de altura e do nono decil empregados

como profissionais liberais, observa-se que entre os homens o diferencial de salário em favor dos mais altos é de 17,4% e entre as mulheres o diferencial é de 12,4%. No setor de serviços, a diferença é ainda maior entre os homens, os mais altos chegam a ganhar em média 33,7% a mais. Entre as mulheres a maior diferença salarial em função da altura ocorre entre as que trabalham com artes, 36,6% em favor das mais altas. Nessa ocupação, os homens mais altos ganham 11% a mais, em média. Além disso, o autor destaca a influência da altura na probabilidade de emprego, mostrando que os mais baixos têm menor taxa de emprego. Comparando o primeiro e o nono decil de altura, separadamente para homens e mulheres, os resultados mostram que a porcentagem de pessoas economicamente ativas é 2,7% maior entre os homens mais altos em relação aos mais baixos e 9% maior entre as mulheres mais altas. A taxa de emprego entre os homens é 11,2% maior entre os mais altos e entre as mulheres a diferença é de 5,6% em favor das mais altas.

O trabalho de Thomas e Strauss (1997) examina o impacto de quatro medidas de saúde – altura, índice de massa corporal, ingestão de calorias *per capita* e ingestão de proteínas *per capita* – nos salários de trabalhadores urbanos no Brasil. Os dados foram obtidos do Estudo Nacional da Despesa Familiar (Endef) realizado em 1974-1975. A amostra foi restrita às pessoas que ganhavam salários e tinham entre 15 e 50 anos de idade. Os resultados indicam que as medidas de saúde afetam significativamente os salários, sendo o impacto para os homens maior do que para as mulheres. Segundo eles, homens e mulheres mais altos ganham mais, mesmo controlando por educação e outras medidas de saúde. O índice de massa corporal, por sua vez, está associado a salários maiores apenas para os homens, especialmente entre os menos educados. Com relação aos nutrientes ingeridos, estes afetam salários de homens e mulheres empregados no setor privado. Os resultados mostram ainda que mais proteínas têm retornos maiores quanto mais altos os níveis de ingestão, controlando por ingestão de calorias, massa corporal e altura. Além disso, a saúde aparece como um forte predictor dos salários de trabalhadores conta-própria apenas para os homens. O índice de massa corporal afeta os salários apenas de homens de pouco ou sem nível educacional. Nem a ingestão de calorias nem a ingestão de nutrientes afetam significativamente salários de trabalhadores conta-própria. Por fim, os resultados deles sugerem que saúde produz substancial retorno no mercado de trabalho formal no Brasil.

Um grande número de hipóteses tem sido apontado para explicar a associação entre altura e salários. Nos países em desenvolvimento, o prêmio pela altura nos salários é frequentemente atribuído à maior força e melhor saúde que acompanham a altura (STECKEL, 1995; STRAUSS; THOMAS, 1998). Nos países desenvolvidos, os pesquisadores têm enfatizado fatores como autoestima (FREEDMAN, 1979; YOUNG; FRENCH, 1996), dominância social (HENSLEY, 1993; KLEIN *et al.*, 1972) e discriminação (LOH, 1993; MAGNUSSON;

RASMUSSEN; GYLLENSTEN, 2006). Em um artigo recente, Persico, Postlewaite e Silverman (2004) sugerem que os meninos que são mais altos durante a adolescência são mais propensos a participarem de atividades sociais que constroem capital humano produtivo. Essas experiências adolescentes são responsáveis pelos maiores ganhos obtidos por homens mais altos na idade adulta.

Já Case e Paxson (2006) destacam uma explicação simples. Segundo elas, em média pessoas mais altas ganham mais porque são mais inteligentes. Isso é justificado pela influência do ambiente intrauterino e de nutrição infantil na altura e nas variáveis relacionadas ao mercado de trabalho. Elas mostram que já aos três anos de idade e em toda a infância, o desempenho de crianças mais altas em testes de proficiência é significativamente melhor. A correlação entre altura na infância e na idade adulta é de aproximadamente 0,7 para ambos, homens e mulheres; assim, crianças altas são muito mais propensas a se tornarem adultos altos. Como adultos, os indivíduos mais altos são os mais propensos a serem selecionados pelas ocupações que pagam os maiores salários e que requerem maior habilidade numérica e verbal e maior inteligência.

Os resultados de Magnusson, Rasmussen e Gyllensten (2006) também mostram a influência da altura no desenvolvimento educacional. Comparando o primeiro e o segundo irmãos biológicos na Suécia, os resultados mostram que o irmão mais alto é significativamente mais propenso a frequentar níveis educacionais mais elevados. O efeito da altura estimado entre irmãos é quase idêntico ao estimado entre todos os homens, sugerindo que a correlação entre altura e inteligência não é guiada apenas por genética e fatores ambientais comuns aos irmãos.

3 DADOS

Os dados que utilizamos neste trabalho provêm de duas fontes distintas. Uma delas é a Pesquisa de Padrão de Vida (PPV), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), entre março de 1996 e março de 1997, nas regiões Nordeste e Sudeste do Brasil. A outra fonte é a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) realizada em todo o Brasil no período compreendido entre julho de 2002 e junho de 2003, também pelo IBGE.

A PPV é uma pesquisa domiciliar que foi realizada no Brasil em convênio com o Banco Mundial em 5 mil domicílios nas regiões Nordeste e Sudeste. O objetivo da pesquisa foi aprimorar o sistema das estatísticas socioeconômicas através da obtenção de informações que qualifiquem e indiquem os determinantes do bem-estar social de diferentes grupos sociais e permitam identificar os efeitos de políticas governamentais nas condições de vida domiciliar. Alguns dos temas apurados pela pesquisa foram: educação, atividade econômica e antropometria (altura e peso). A fim de analisar o impacto da altura sobre salários e educação, restringimos a

amostra da PPV para os indivíduos das coortes de 1932 a 1974 que tinham entre 21 e 65 anos de idade no ano da pesquisa.

A POF fornece informações sobre a composição dos orçamentos domésticos, a partir da investigação dos hábitos de consumo, da alocação de gastos e da distribuição dos rendimentos, segundo as características dos domicílios e das pessoas. Ao longo de 12 meses foram pesquisados 48.470 domicílios residentes nas áreas urbanas e rurais de todas as unidades da federação (UF). No questionário do domicílio, foram obtidas as informações gerais sobre o domicílio e sobre as características de todos os moradores: relação com a pessoa de referência da unidade de consumo, sexo, idade, nível de instrução, raça ou etnia, religião e dados antropométricos (peso e altura). A altura e o peso foram registrados em centímetros e quilogramas, respectivamente, quando da visita do agente de pesquisa ao domicílio, para todas as pessoas residentes.

Com as informações da POF, analisamos o impacto da altura sobre o mercado de trabalho, salários e alocação dos indivíduos entre as diferentes ocupações. A amostra da POF está restrita aos indivíduos com idade entre 21 e 65 anos na época da pesquisa, nascidos entre 1936 e 1982. Foram excluídas da amostra de ambos os bancos de dados as mulheres com altura maior ou igual a 1,80m por serem pouco representativas. Vale destacar os problemas na obtenção das medidas antropométricas, especialmente entre as crianças, tanto na POF quanto na PPV.¹ Entretanto, como nossa amostra é restrita às pessoas com idade entre 21 e 65 anos, as crianças não são consideradas. Além disso, fizemos análises descritivas dos dados para averiguar a existência de informações estranhas na amostra. Por fim, como o problema ocorre em toda a amostra, acreditamos que os resultados obtidos, na média, são confiáveis e os melhores que podemos conseguir em nível Brasil.

4 METODOLOGIA ECONÔMETRICA²

Com o objetivo de estudar o impacto da altura nas conquistas educacionais e socioeconômicas dos indivíduos, fazemos três análises econométricas. Na primeira delas, estimamos a influência da altura no nível educacional. Verificamos se o fato de uma pessoa ser mais alta aumenta a probabilidade de ela concluir os quatro ciclos escolares – ensino fundamental 1, ensino fundamental 2, ensino médio e ensino universitário – e estimamos a sensibilidade da educação (medida em anos de estudo) às variações na altura, a chamada *elasticidade altura-educação*. Concen-

1. A PPV (1996-1997) e a POF (2002-2003) são as duas últimas pesquisas de grande porte realizadas no Brasil que incluíram medidas do estado nutricional. Entretanto, destacam-se problemas na realização das medidas antropométricas, especialmente entre os menores de dez anos. Em ambas as pesquisas, os problemas com as medidas antropométricas tinham por base: a) o uso de equipamentos inadequados; b) treinamento insuficiente, impróprio ou inexistente; c) registro inadequado dos dados (por exemplo, medida registrada com precisão inferior àquela mensurada nos equipamentos); e d) supervisão inadequada dos procedimentos de mensuração.

2. O programa econométrico Stata foi usado para rodar todas as regressões descritas neste artigo.

tramos a segunda análise no efeito da altura sobre os salários dos indivíduos. Os modelos foram estimados separadamente por ocupações. A partir desses modelos estimamos a *elasticidade altura-salário* que representa a sensibilidade dos salários às variações na altura. Na terceira análise, focamos na importância da altura na alocação dos indivíduos entre as diferentes ocupações. Estimamos se a altura influencia na alocação dos indivíduos entre as ocupações, diferenciadas de acordo com o nível de habilidade exigido por estas. Todas as análises foram feitas com a amostra total e separadamente para homens e mulheres.

4.1 Relação entre altura e educação

Primeiro analisamos os efeitos da altura (em centímetros) sobre terminar o ensino fundamental 1, o ensino fundamental 2, o ensino médio e o ensino universitário. Para tanto, foram utilizados os dados da PPV realizada nas regiões Nordeste e Sudeste do Brasil. Restringimos a amostra aos indivíduos que nasceram entre 1932 e 1974 e estimamos, para cada um dos ciclos separadamente, um modelo de escolha discreta em que a variável dependente é uma variável binária que indica se o indivíduo concluiu ou não o ensino fundamental 1, o ensino fundamental 2, o ensino médio e o ensino universitário.

$\Pr(y_{ciclo} = 1 | \chi) = G(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k) = G(\beta_0 + \chi\beta)$, em que G é uma função de distribuição acumulada que assume valores entre 0 e 1: $0 < G(z) < 1$ para qualquer valor de z .

O modelo de escolha discreta estimado foi o modelo *logit*, em que G é uma função logística:

$$G(z) = \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)} = \Lambda(z)$$

$$G(z) = \Pr(y = 1 | \chi) = G(\chi\beta)$$

O efeito parcial das variáveis na probabilidade de resposta é obtido pela derivada parcial:

$$\frac{\partial p(\chi)}{\partial x_j} = g(\beta_0 + \chi\beta)\beta_j, \text{ em que } g(z) \equiv \frac{dG}{dz}(z)$$

As variáveis binárias y_{ciclo} indicam o ciclo concluído:

$$\text{Ensino fundamental 1} \begin{cases} 1, \text{ se 4 ou mais anos de estudo} \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases}$$

$$\text{Ensino fundamental 2} \begin{cases} 1, \text{ se 8 ou mais anos de estudo} \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases}$$

$$\text{Ensino médio} \begin{cases} 1, \text{ se 11 ou mais anos de estudo} \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases}$$

$$\text{Ensino universitário} \begin{cases} 1, \text{ se 15 ou mais anos de estudo} \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases}$$

Além da variável de altura, julgamos relevantes na conclusão dos ciclos escolares algumas características dos indivíduos. Inserimos ao modelo as variáveis que identificam raça, sexo, idade, estado civil, educação dos pais, idade em que começou a trabalhar, se vivia com a mãe aos 15 anos de idade, se a mãe trabalhava quando a pessoa tinha 15 anos de idade, se a pessoa migrou da região de nascimento e se o indivíduo frequentou a educação pré-primária (dos 0 aos 6 anos de idade). A área e o local de moradia também foram considerados no modelo.

O primeiro conjunto de variáveis refere-se às características individuais. As variáveis sexo e raça controlam os modelos pelas diferenças existentes entre homens e mulheres e entre as raças, brancos e outros. Com relação à idade, separamos a amostra nos seguintes grupos etários: 21 a 30 anos de idade, 31 a 40 anos de idade, 41 a 50 anos de idade, 51 a 60 anos de idade e 61 a 65 anos de idade. Essas variáveis visam captar as mudanças ocorridas entre as gerações e as diferenças entre as coortes, tanto em termos de alimentação, como em termos de infraestrutura educacional, políticas educacionais no Brasil e exigências do mercado de trabalho. Por fim, a variável estado civil separa os indivíduos em dois grupos *a)* solteiros e *b)* casados, divorciados ou viúvos, captando, por exemplo, efeito de autoestima. Além disso, esta variável pode estar relacionada com altura, escolaridade e renda.

O segundo grupo de variáveis indica o *background* familiar e o ambiente doméstico vivenciado pelo indivíduo na infância. O *background* familiar é representado pela educação dos pais, que apresenta forte influência sobre o desenvolvimento futuro dos filhos. Filhos de pais mais educados são, em média, mais educados, se alimentam melhor, têm acesso a melhores condições de infraestrutura e saúde. Já o ambiente familiar indica se o indivíduo contou com a presença materna, se

migrou do local de nascimento (a migração representa uma fuga em busca de condições socioeconômicas melhores), se necessitou trabalhar quando criança ou jovem e se frequentou a escola quando pequeno, o que estimula o desenvolvimento intelectual. Todas essas variáveis caracterizam a infância dos indivíduos e vão ser importantes para determinar seu desenvolvimento educacional e profissional. Por fim, o último conjunto de variáveis indica o local e a área de moradia. A área de moradia indica se a pessoa mora em área urbana ou área rural. A variável local indica qual das nove regiões em que a amostra foi dividida a pessoa mora: Região Metropolitana (RM) de Recife, RM de Salvador, RM de Belo Horizonte, RM do Rio de Janeiro, RM de São Paulo, Nordeste urbana, Nordeste rural, Sudeste urbana, Sudeste rural. Elas são importantes para captar os efeitos específicos de cada região. Acreditamos que a introdução dessas variáveis possa diminuir um possível viés de variável omitida que tornaria inconsistente o parâmetro estimado da nossa variável de interesse – a “altura”.

$$\begin{aligned} \Pr(y_{ciclos} = 1 | \chi) = & G(\beta_0 + \beta_1 \textit{Altura} + \beta_2 \textit{Sexo} + \beta_3 \textit{Raça} + \beta_4 \textit{Idade} + \\ & + \beta_5 \textit{Estado_civil} + \beta_6 \textit{Educação_mãe} + \\ & + \beta_7 \textit{Educação_pai} + \beta_8 \textit{Migrante} + \\ & + \beta_9 \textit{Idade_1ºTrabalho} + \beta_{10} \textit{Mãe_trabalhava} + \\ & + \beta_{11} \textit{Vivia_mãe} + \beta_{12} \textit{Pré-primário} + \beta_{13} \textit{Área} + \\ & + \beta_{14} \textit{Local}) \end{aligned} \quad (1)$$

Na análise seguinte, fizemos uma regressão pelo método de MQO, tendo como variável dependente os anos de estudo (variável contínua) em logaritmo e como variáveis explicativas, as mesmas usadas no modelo *logit* para os ciclos e a altura em logaritmo. Obtivemos a sensibilidade da educação às variações na altura (α_1 = elasticidade altura-educação).

$$\begin{aligned} \log(Y_{\textit{anos de estudo}}) = & \alpha_0 + \alpha_1 \log(\textit{Altura}) + \alpha_2 \textit{Sexo} + \alpha_3 \textit{Raça} + \alpha_4 \textit{Idade} + \\ & + \alpha_5 \textit{Estado_civil} + \alpha_6 \textit{Educação_mãe} + \\ & + \alpha_7 \textit{Educação_pai} + \alpha_8 \textit{Migrante} + \\ & + \alpha_9 \textit{Idade_1ºTrabalho} + \alpha_{10} \textit{Mãe_trabalhava} + \\ & + \alpha_{11} \textit{Vivia_mãe} + \alpha_{12} \textit{Pré-primário} + \alpha_{13} \textit{Área} + \\ & + \alpha_{14} \textit{Local} + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

Para essas duas análises foram estimados quatro modelos. No primeiro, colocamos apenas o primeiro grupo de variáveis. No segundo, inserimos o *background* familiar e no terceiro inserimos as características que representam o ambiente familiar vivenciado pelo indivíduo na infância. Por fim, acrescentamos as variáveis que representam o local e a área de moradia. A ideia de introduzir aos poucos as variáveis ao modelo é conferir a robustez dos resultados obtidos.

4.2 Relação entre altura e salário

A segunda análise desse estudo é o efeito da altura (em centímetros) sobre o salário a partir do método de MQO. Para isso, utilizamos tanto os dados da PPV como os dados da POF, ambas com informações sobre os indivíduos com idade entre 21 e 65 anos. Como as pesquisas são de anos diferentes, apesar de as amostras serem compostas por indivíduos de mesma faixa etária, as coortes analisadas são distintas. Os coeficientes estimados para a altura representam a sensibilidade dos salários às variações na altura, a chamada elasticidade altura-salário.

A partir da PPV, estimamos o modelo tendo como variável dependente o logaritmo da renda do trabalho principal, e como variáveis explicativas o logaritmo da altura (γ_1 = elasticidade altura-salário) e as variáveis relacionadas às diversas características dos indivíduos. Inserimos ao modelo as variáveis de sexo, raça, idade, nível educacional, educação pré-primária, idade em que começou a trabalhar, migração, ocupação, além da educação dos pais, se vivia com a mãe aos 15 anos de idade, se a mãe trabalhava quando a pessoa tinha 15 anos de idade, área e local de moradia.

Além das variáveis explicativas utilizadas nos modelos educacionais da subseção anterior, inserimos nos modelos de renda a variável de educação do próprio indivíduo, devido ao prêmio à educação existente no mercado de trabalho, e a variável de ocupação, dado que ocupações que exigem mais qualificação pagam, em média, salários maiores.

$$\begin{aligned} \log(Renda)_i = & \gamma_0 + \gamma_1 \log(Altura) + \gamma_2 \text{Sexo} + \gamma_3 \text{Raça} + \gamma_4 \text{Idade} + \\ & + \gamma_5 \text{Estado}_{civil} + \gamma_6 \text{Educação} + \gamma_7 \text{Educação}_{mãe} + \\ & + \gamma_8 \text{Educação}_{pai} + \gamma_9 \text{Ocupação} + \gamma_{10} \text{Migrante} + \\ & + \gamma_{11} \text{Idade}_{1^o \text{Trabalho}} + \gamma_{12} \text{Mãe}_{trabalhava} + \\ & + \gamma_{13} \text{Vivia}_{mãe} + \gamma_{14} \text{Pré-primário} + \gamma_{15} \text{Área} + \\ & + \gamma_{16} \text{Local} + \eta \end{aligned} \quad (3)$$

Com os dados da POF, regredimos o logaritmo da renda do trabalho principal como função do logaritmo da altura (π_1 = elasticidade altura-salário), sexo, raça,

idade, ocupação, UF, nível educacional e frequência à escola. Foram estimados 12 modelos: para a amostra toda; separadamente para homens e mulheres; separadamente para seis ocupações distintas; para a amostra restrita à região Sudeste e Nordeste e indivíduos das coortes de 1936 a 1974; e esta separadamente para homens e mulheres.

$$\begin{aligned} \log(Renda)_i = & \pi_0 + \pi_1 \log(Altura) + \pi_2 \text{Sexo} + \pi_3 \text{Raça} + \pi_4 \text{Idade} + \\ & + \pi_5 \text{Educação} + \pi_6 \text{Ocupação} + \pi_7 \text{Unidade da Federação} + \\ & + \pi_8 \text{Frequência escola} + v \end{aligned} \quad (4)$$

Para tornar os modelos estimados com os dados da POF e da PPV o mais comparáveis possível, estimamos o modelo mais completo, com todas as variáveis explicativas, restrito às coortes de 1936 a 1974 e restringimos a amostra da POF aos indivíduos das regiões Nordeste e Sudeste.

4.3 Relação entre altura e ocupação

Para calcular o impacto de cada variável na probabilidade de os trabalhadores estarem empregados em uma determinada ocupação, usamos o modelo econométrico *logit multinomial*, tendo como variável dependente os grupos ocupacionais dos indivíduos, modelado segundo a seguinte estrutura:

Transições (*Ocupação*): $j = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8$, em que:

$$\text{Grupos ocupacionais} \left\{ \begin{array}{l} j = 0 \text{ se empregado privado;} \\ j = 1 \text{ se empregado público;} \\ j = 2 \text{ se empregado doméstico;} \\ j = 3 \text{ se trabalhador voluntário;} \\ j = 4 \text{ se empregador;} \\ j = 5 \text{ se conta-própria;} \\ j = 6 \text{ se trabalhador não remunerado;} \\ j = 7 \text{ se trabalhador para próprio consumo;} \\ j = 8 \text{ se empregado temporário na área rural} \end{array} \right.$$

Indivíduos: $i = 1, 2, \dots, N$ e regressores: $p = 1, 2, \dots, P$

Previsor linear para o indivíduo i : $X_i \beta_j$.

Probabilidade de o indivíduo i escolher a ocupação j :

$$\Pr(Y_i = j) = P_{ij} = \frac{\exp(X_i \beta_j)}{1 + \sum_{k=0}^J \exp(X_i \beta_k)}$$

Vetor de probabilidades (para todos os indivíduos na amostra):

$$\Pr(Y = j) = P_j = \frac{\exp(X \beta_j)}{1 + \sum_{k=0}^J \exp(X \beta_k)}$$

A estimação deste modelo por máxima verossimilhança é simples (ver GREENE, 2000). No caso das variáveis discretas, os coeficientes estimados devem ser interpretados com relação à variável omitida e com relação ao grupo omitido. Além da altura, utilizamos como variáveis explicativas: sexo, raça, idade, UF e se o indivíduo frequenta escola.

5 ANÁLISE DESCRITIVA³

O gráfico 1 mostra a evolução da altura média de homens e mulheres ao longo das gerações. Segundo as informações da PPV coletadas nas regiões Nordeste e Sudeste entre março de 1996 e março de 1997, a altura média das mulheres com idade entre 21 e 65 anos é de 1,59m, e os homens nessa faixa etária têm, em média, 1,71m de altura. A evolução da altura média mostra que as mulheres nascidas em 1974 são 2,6% mais altas do que as mulheres nascidas em 1932. Em relação aos homens, os mais jovens, nascidos em 1974, são 1,9% mais altos do que os nascidos em 1932.

Analisando os dados sobre as pessoas com idade entre 21 e 65 anos coletados pela POF em 2002-2003 em todo o Brasil, temos que a altura média das mulheres é de 1,58m e dos homens é de 1,69m. As mulheres nascidas em 1982 são, em média, 5,4% mais altas do que as mulheres nascidas em 1936. Comparando-se os homens nascidos nesses dois anos, os mais jovens são 1,7% mais altos.

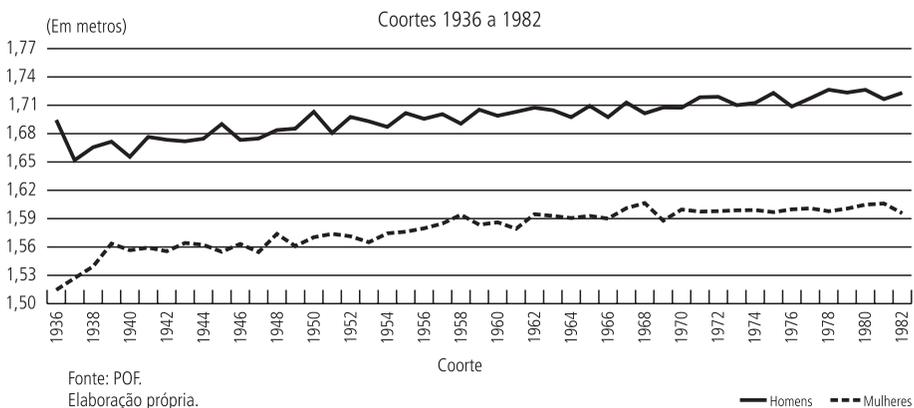
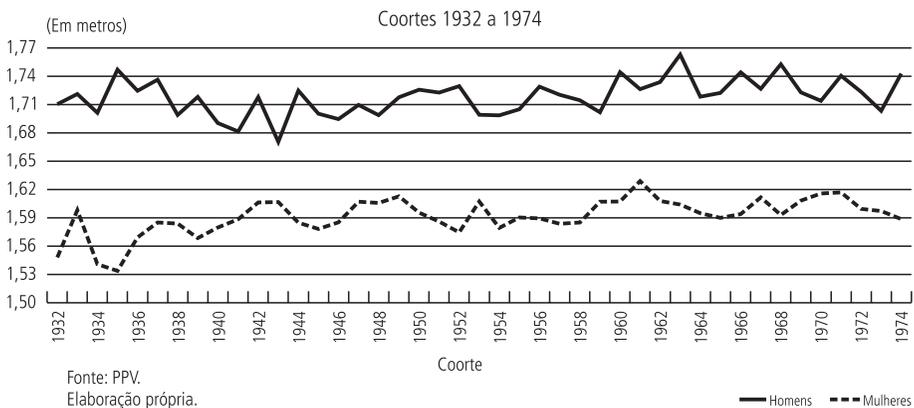
A tendência crescente da curva de ambas as pesquisas está refletindo dois efeitos: o efeito geração e o efeito idade. O efeito idade indica a variação da altura em função da idade. Como estamos trabalhando com uma amostra de indivíduos com idade entre 21 e 65 anos, acreditamos que esse efeito seja pequeno. Já o efeito geração reflete o fato de que ao longo dos anos os indivíduos se depararam com mudanças no ambiente em que vivem, tanto em termos de alimentação, como em

3. Consideramos para a elaboração dos gráficos, tabelas e estimções o peso amostral das pesquisas.

termos de infraestrutura educacional, políticas educacionais no Brasil e exigências do mercado de trabalho. Essas mudanças serviram para melhorar o ambiente socioeconômico das gerações mais novas, o que gerou condições de vida mais saudáveis refletindo, entre outras coisas, na estatura dos indivíduos.

Comparando os dados da POF e da PPV, observamos que as alturas médias de homens e mulheres são um pouco menores pelos dados da POF. Isso pode ser justificado pelo fato de a POF ser uma pesquisa de abrangência nacional, enquanto a PPV está restrita às regiões Nordeste e Sudeste do país. Além disso, a POF conta com uma amostra muito maior do que a da PPV, o que se reflete numa curva mais “bem comportada” dos dados da POF em relação aos dados da PPV como pode ser visto no gráfico 1.

GRÁFICO 1

Altura média por ano de nascimento (coorte)

No período comum a ambas as pesquisas, de 1936 a 1974, segundo os dados da POF considerando os nascidos em 1936, as mulheres tinham, em média, 1,52m

e os homens 1,694m de altura na época da pesquisa e, entre os nascidos em 1974, as alturas médias eram 1,60m e 1,71m, respectivamente. Os dados da PPV, por sua vez, indicam que as mulheres nascidas em 1936 tinham, em média, 1,57m e os homens dessa coorte, 1,73 m de altura; entre os que nasceram em 1974, as mulheres mediam 1,59m e os homens 1,74m, em média, na época da pesquisa. Assim, tanto pelos dados da POF quanto pelos dados da PPV observamos um aumento de 1,1% na altura média dos homens ao longo das gerações de 1936 a 1974. A discrepância fica por conta das mulheres, pela PPV a altura média das mulheres aumentou 1,2%, enquanto pelos dados da POF esse aumento foi de 5,6%.

O gráfico 2 mostra a relação entre o nível escolar da mãe e a altura dos filhos. De acordo com os dados da PPV, em média, quanto mais elevada a escolaridade da mãe, mais altos são os filhos. Entre as mulheres, aquelas cuja mãe tem nível superior ou mais são, em média, 2,4% mais altas do que as mulheres cuja mãe não tem nenhum nível escolar; 0,7% mais altas do que as mulheres cuja mãe fez apenas o ensino fundamental 1; e 0,2% mais altas do que as mulheres que pararam os estudos ao completar o ensino fundamental 2. Comparando os homens a diferença é maior. Os filhos de mães com nível superior ou mais são, em média, 3,3% mais altos do que os filhos de mães sem escolaridade e 2,5% mais altos do que a média dos homens cuja mãe fez apenas o ensino fundamental 1. Essas informações corroboram os argumentos sobre a importância do *background* familiar na estatura do indivíduo, sendo a altura positivamente associada à escolaridade dos pais.

A tabela 1 apresenta a altura média das pessoas de acordo com algumas características e a significância estatística da diferença entre elas. O objetivo da tabela é verificar como as variáveis socioeconômicas estão relacionadas com a diferença de altura entre os indivíduos.

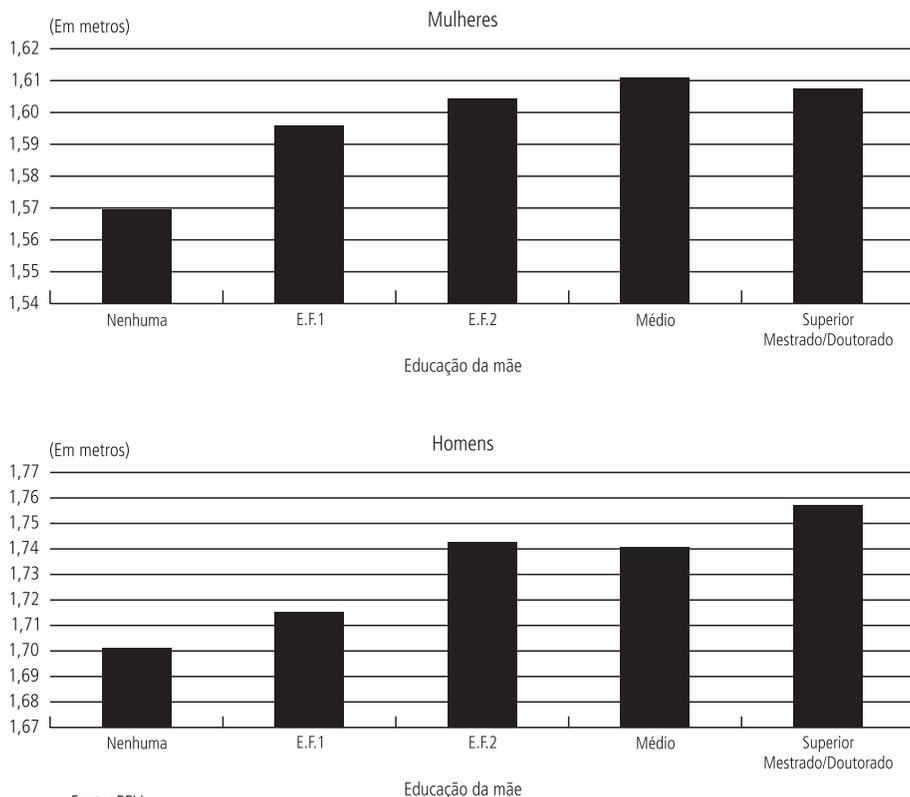
Como esperado, tanto os dados da POF quanto os dados da PPV mostram que os homens, em média, são mais altos do que as mulheres e que essa diferença é estatisticamente significativa. Além disso, analisando separadamente para homens e mulheres, observamos que, para ambos os sexos, as pessoas de raça branca são, em média, mais altas do que as demais.

Os dados da PPV mostram que, tanto para homens quanto para mulheres, os jovens que aos 15 anos de idade viviam com a mãe são, em média, mais altos do que os jovens que não viviam; e que os solteiros são, em média, mais altos que os casados, viúvos ou desquitados. Entretanto, essas diferenças não são estatisticamente significantes.

Ainda segundo a PPV, a altura média das pessoas que não migraram da região de nascimento é maior do que a altura média dos migrantes e essa diferença é estatisticamente significativa tanto para homens quanto para mulheres. Ter frequentado a educação pré-primária também é significativa para diferenciar os indivíduos de

ambos os sexos. Os que foram para a escola entre 0 e 6 anos de idade são, em média, mais altos do que os que não frequentaram a escola nessa faixa etária. Por fim, entre os homens, os filhos de mães que trabalhavam quando tinham 15 anos de idade são mais altos do que seus pares, mas para as mulheres essa característica não é significativa para diferenciá-las.

GRÁFICO 2

Altura média por escolaridade da mãe

Fonte: PPV.
Elaboração própria.

Os gráficos 3 e 4 mostram, separadamente para homens e mulheres, a altura média das pessoas de acordo com o local de moradia. Conforme a PPV, a altura média nas áreas urbanas é maior do que nas áreas rurais e as pessoas da região Sudeste são mais altas, em média, do que as pessoas do Nordeste. Comparando as RMs, para homens e mulheres, a altura média das pessoas de São Paulo, Rio de Janeiro e Belo Horizonte é maior do que a altura média das pessoas de Recife e Fortaleza. Os dados da POF mostram que a altura média é mais elevada na região Sul, em São Paulo e no Rio de Janeiro. Em média as pessoas mais baixas estão nos estados das regiões Norte e Nordeste. Essas informações mostram que a população

das regiões mais ricas e desenvolvidas do país é, em média, mais alta do que a população que vive nas áreas mais pobres. Isso corrobora o argumento de que a altura está relacionada à renda e às condições sociais.

TABELA 1
Altura média por características do indivíduo

PPV				POF			
Características				Características			
Sexo	Mulheres	Homens	Valor- <i>p</i> ^a	Sexo	Mulheres	Homens	Valor- <i>p</i>
	1,593	1,715	0,0000		1,579	1,692	0,0000
Raça	Outras	Branca	Valor- <i>p</i>	Raça	Outras	Branca	Valor- <i>p</i>
Mulheres	1,586	1,598	0,0003	Mulheres	1,568	1,591	0,0000
Homens	1,704	1,723	0,0000	Homens	1,679	1,708	0,0000
Vivia com a mãe	Não	Sim	Valor- <i>p</i>				
Mulheres	1,594	1,592	0,4629				
Homens	1,714	1,717	0,4648				
Mãe trabalhava	Não	Sim	Valor- <i>p</i>				
Mulheres	1,585	1,594	0,1426				
Homens	1,700	1,716	0,0331				
Migrante	Não	Sim	Valor- <i>p</i>				
Mulheres	1,598	1,588	0,0015				
Homens	1,722	1,705	0,0000				
Estado civil	Solteiro	Casado, viúvo ou desquitado	Valor- <i>p</i>				
Mulheres	1,596	1,592	0,2473				
Homens	1,716	1,714	0,5618				
Pré-primário	Não	Sim	Valor- <i>p</i>				
Mulheres	1,589	1,603	0,0000				
Homens	1,710	1,726	0,0001				

Fontes: PPV e POF.

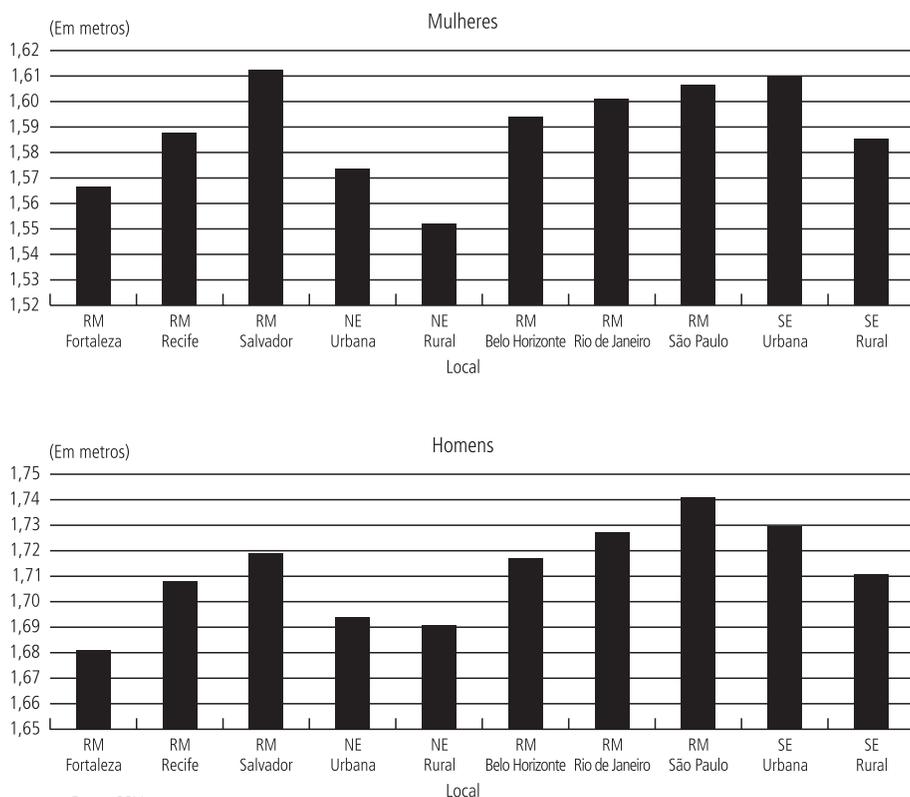
Elaboração própria.

^a Ha: diferença = 0, $\Pr(|T| > |t|) = 0.0000$

Nos gráficos 5 e 6 analisamos as relações entre altura e educação e entre altura e salário, respectivamente, a partir dos dados da PPV para as regiões Nordeste e Sudeste, separadamente para homens e mulheres.

De acordo com estes gráficos, as pessoas mais altas têm, em média, maior nível educacional, medido em anos de estudo completos e recebem maior renda no trabalho principal. Em média, as mulheres com estatura entre 1,70m e 1,75m têm rendimento 20,4% maior e 15,6% mais anos de estudo do que as mulheres com altura entre 1,50m e 1,60m. Os homens que medem entre 1,80m e 2,10m de altura têm, em média, salários 70,2% maiores e 46,7% mais anos de estudo completos do que os homens com estatura entre 1,60m e 1,65m. Observamos ainda que a sensibilidade da renda e do nível educacional à altura é muito maior para os homens do que para as mulheres.

GRÁFICO 3
Altura média por localidade

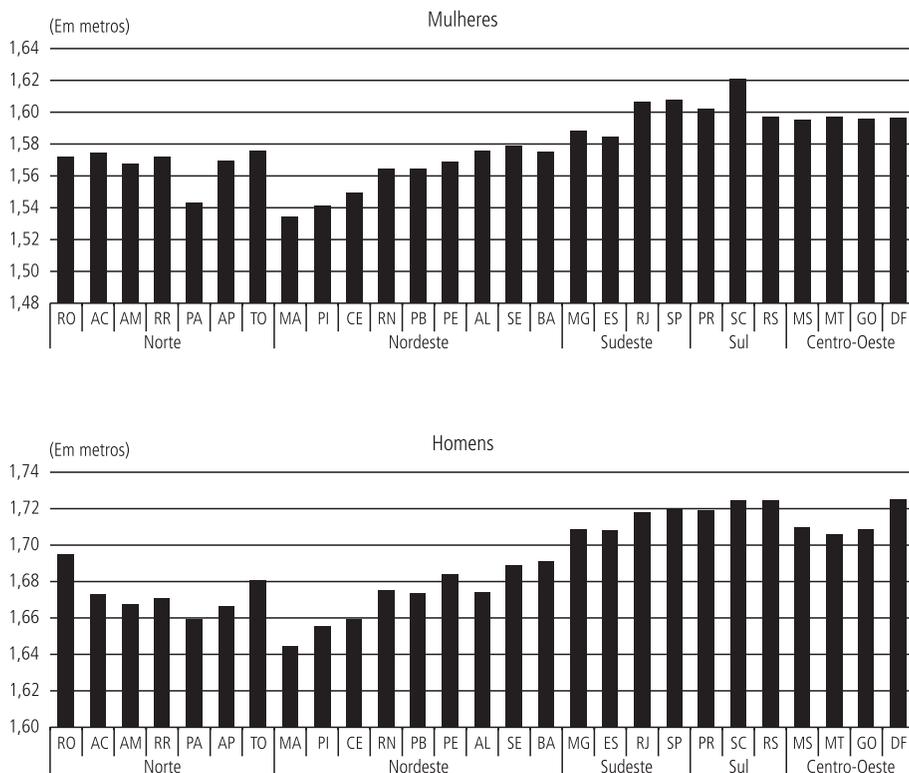


Fonte: PPV.
Elaboração própria.

Os gráficos 7 e 8, a partir de dados da POF para todo o Brasil, mostram as relações entre altura e educação e altura e ocupações, respectivamente. Para homens e mulheres, as pessoas com educação entre 0 e 3 anos e entre 4 e 7 anos de estudo têm altura média inferior à média amostral. Mulheres e homens do grupo educacional mais baixo são, em média, 2% mais baixos do que as respectivas médias. Analisando as pessoas com 15 ou mais anos de estudo, as mulheres com esse nível educacional são, em média, 1,9% mais altas do que a média das mulheres e os homens 2,61% mais altos do que a média dos homens.

Corroborando os resultados obtidos por estudos internacionais, o gráfico 8 mostra que as pessoas empregadas nas ocupações que necessitam de mais qualificação são, em média, mais altas do que as pessoas empregadas nas ocupações que requerem menos qualificação. Em média, homens e mulheres em empregos domésticos, trabalhos não remunerados, ocupações para consumo próprio ou empregados na área rural têm altura inferior à respectiva média amostral. Por outro

GRÁFICO 4
Altura média por unidade da federação



Fonte: POF.
 Elaboração própria.

GRÁFICO 5
Relação entre altura e educação (anos de estudo)

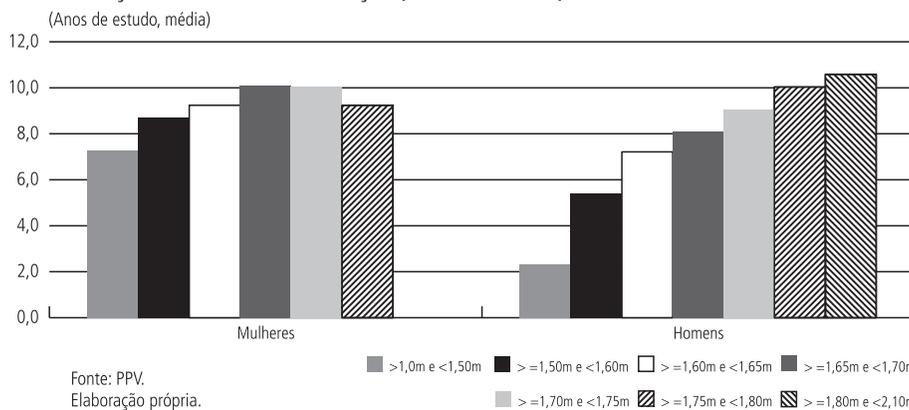


GRÁFICO 6
Relação entre altura e salário

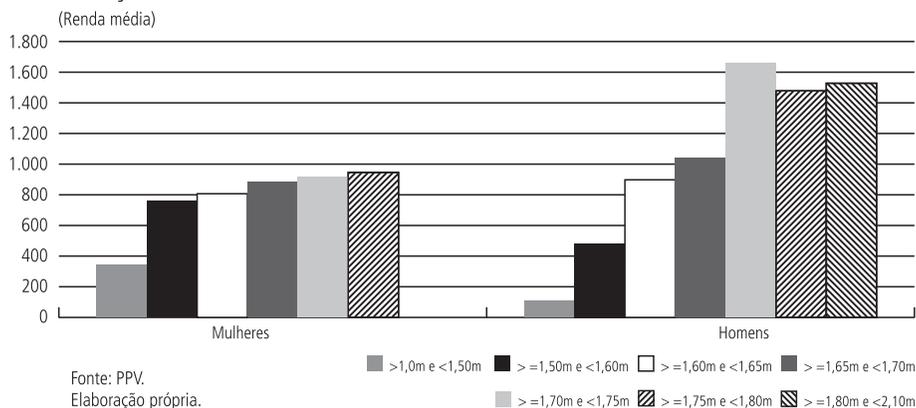
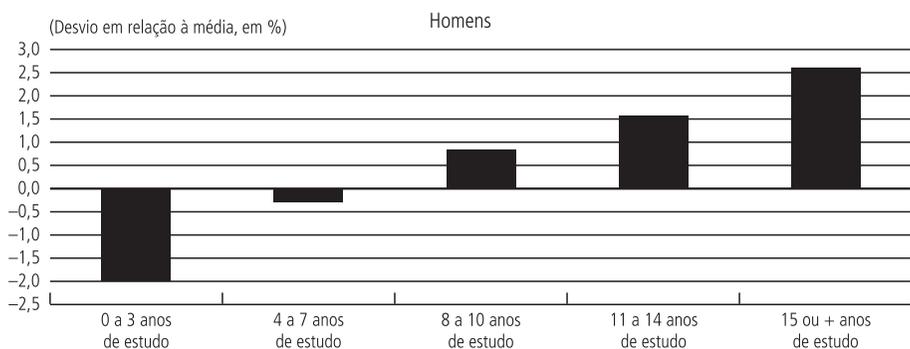
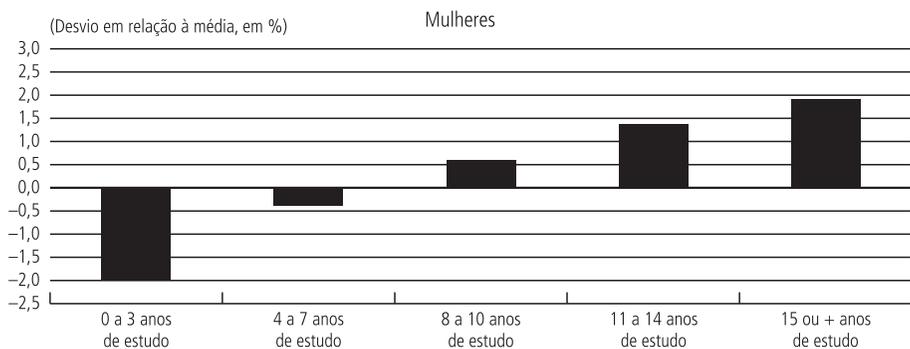
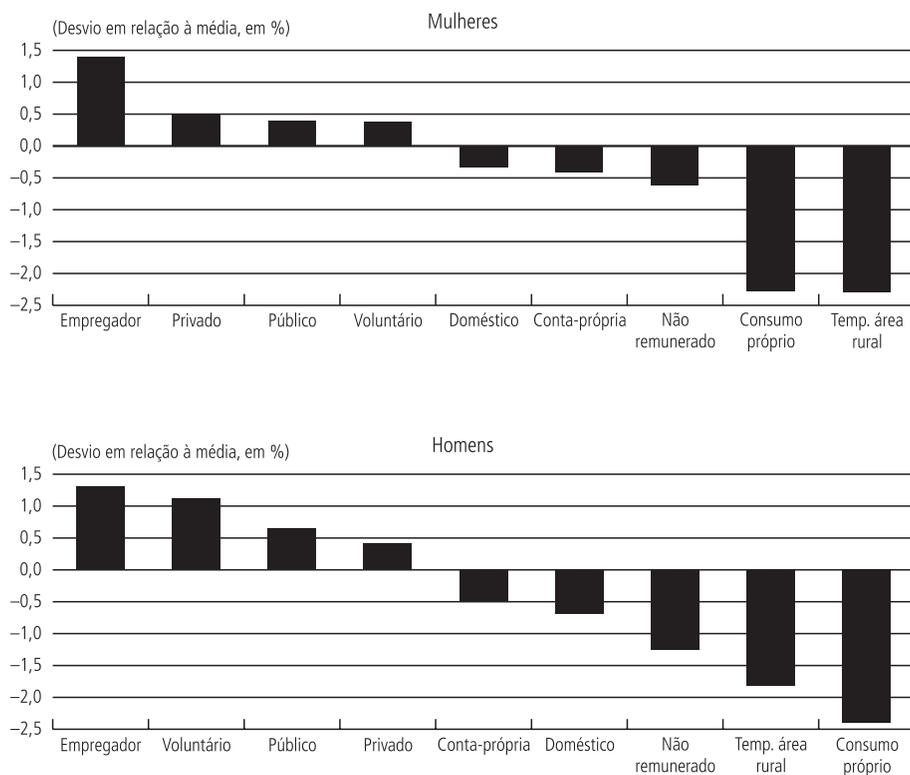


GRÁFICO 7
Relação entre altura e educação



Fonte: POF.
Elaboração própria.

GRÁFICO 8
Relação entre altura e ocupação



Fonte: POF.
 Elaboração própria.

lado, a altura média das pessoas que trabalham como empregador ou nos setores público e privado é mais elevada do que a média.

Os homens empregadores são, em média, 1,31% mais altos do que o “homem médio”, enquanto os homens que trabalham na área rural ou para consumo próprio são, em média, 1,8% e 2,4% mais baixos, respectivamente, do que a média dos homens. Para as mulheres os resultados são semelhantes: as empregadoras são, em média, 1,4% mais altas do que a média das mulheres, enquanto as que trabalham na área rural ou para consumo próprio são, em média, 2,3% mais baixas.

6 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

6.1 Relação entre altura e conclusão dos ciclos escolares

As tabelas 2, 3, 4 e 5 mostram os resultados das estimações dos modelos *logit* de escolha binária, indicando a relação de cada variável com a probabilidade de conclusão

de cada um dos quatro ciclos escolares. As colunas (I) a (IV) de cada tabela apresentam os efeitos marginais estimados utilizando a amostra toda, e as colunas (V) e (VII) apresentam os efeitos marginais estimados, separadamente, para mulheres e para homens. As colunas (VI) e (VIII) apresentam as razões de probabilidades⁴ (*odds-ratio*) obtidas nos modelos estimados para mulheres e para homens.

A tabela 2 mostra os resultados das estimações do modelo *logit* em que a variável dependente é uma variável binária que indica se o indivíduo tem ou não, pelo menos, quatro anos de estudo completos. Os resultados indicam que as pessoas mais altas têm maior probabilidade de concluir o ensino fundamental 1. Controlando por todas as variáveis, o efeito marginal da altura na conclusão do ensino fundamental 1 é de 0,002 para toda a amostra, 0,001 considerando apenas as mulheres e 0,003 considerando apenas os homens.

A tabela 3 mostra os resultados do modelo cuja variável dependente indica se o indivíduo tem ou não, pelo menos, oito anos de estudo completos. Os resultados indicam que a altura tem impacto positivo na conclusão do ensino fundamental 2. O efeito marginal da altura sobre a conclusão do ensino fundamental 2 é muito maior do que sobre a conclusão do ensino fundamental 1: 0,009 para toda a amostra, 0,007 considerando apenas as mulheres e 0,011 considerando apenas os homens.

Analisando os resultados para as demais variáveis dos modelos expostos nas tabelas 2 e 3, observamos que as pessoas que começaram os estudos com idade entre 0 e 6 anos têm maior probabilidade de concluir o ensino fundamental 1 e o ensino fundamental 2 do que as demais. As mulheres têm maior probabilidade de concluir ambos os ciclos. A variável raça é significativa para explicar a conclusão do ensino fundamental 2, indicando que os brancos têm maior probabilidade de ter, pelo menos, oito anos de estudo; entretanto, para explicar a conclusão do ensino fundamental 1, essa variável só é significativa na amostra que considera apenas os homens. A educação da mãe é estatisticamente significativa para explicar a conclusão do ensino fundamental 1 e do ensino fundamental 2, mas a educação do pai explica apenas a conclusão do ensino fundamental 2. Em todos os casos, quanto mais qualificados os pais, maior a probabilidade de conclusão dos ciclos. Ser migrante tem impacto negativo e significativo na conclusão do ensino fundamental 1 nas regressões com toda a amostra e apenas com homens, mas não tem impacto na amostra apenas com mulheres, nem na conclusão do ensino fundamental 2. As mulheres casadas, desquitadas ou viúvas têm maior probabilidade de ter, pelo menos, quatro anos de estudo do que as solteiras e para os homens tal variável não é significativa na conclusão desse ciclo escolar. Por outro lado, os homens casados, desquitados ou viúvos têm maior probabilidade de ter, pelo menos, oito

4. Os *odds-ratio* são as razões de probabilidades, ou seja, indicam quantas vezes a variável em questão aumenta a probabilidade de ocorrer o evento 1 em vez do 0.

anos de estudo, do que os solteiros, sendo que para as mulheres tal variável não é significativa na conclusão desse ciclo. Por fim, o fato de a mãe trabalhar quando a pessoa tinha 15 anos de idade tem impacto negativo e significativo para as mulheres na conclusão do ensino fundamental 1 e para homens e mulheres na conclusão do ensino fundamental 2. Como esperado, a idade em que a pessoa começou a trabalhar tem impacto positivo e significativo na conclusão de ambos os ciclos tanto para homens como para mulheres, isto é, quanto maior a idade em que se começou a trabalhar, maior a probabilidade de conclusão dos ciclos escolares.

TABELA 2

Efeitos marginais na conclusão do ensino fundamental 1^{a, b}

Variáveis explicativas	Efeitos marginais ou razão de probabilidade (valor-p)							
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
					Mulheres		Homens	Homens
				Mulheres		OR	Homens	OR
Altura	0,003 (0,000)	0,003 (0,000)	0,002 (0,000)	0,002 (0,000)	0,001 (0,068)	1,030 (0,060)	0,003 (0,000)	1,100 (0,000)
Pré-primário	0,069 (0,000)	0,049 (0,000)	0,038 (0,000)	0,036 (0,000)	0,037 (0,000)	5,326 (0,000)	0,033 (0,000)	4,394 (0,002)
Homem	-0,041 (0,000)	-0,032 (0,000)	-0,017 (0,011)	-0,013 (0,044)				
Branco	0,030 (0,000)	0,016 (0,015)	0,006 (0,230)	0,005 (0,359)	-0,006 (0,367)	0,815 (0,377)	0,020 (0,044)	1,769 (0,021)
Idade: 31 a 40 anos	0,011 (0,199)	0,006 (0,425)	0,004 (0,514)	0,000 (0,968)	0,009 (0,247)	1,399 (0,267)	-0,008 (0,424)	0,780 (0,400)
Idade: 41 a 50 anos	0,007 (0,411)	0,006 (0,476)	0,003 (0,603)	0,000 (0,958)	-0,014 (0,229)	0,663 (0,169)	0,013 (0,172)	1,567 (0,211)
Idade: 51 a 60 anos	-0,026 (0,070)	-0,030 (0,034)	-0,027 (0,033)	-0,032 (0,019)	-0,050 (0,027)	0,333 (0,001)	-0,017 (0,334)	0,637 (0,247)
Idade: 61 a 65 anos	-0,028 (0,315)	-0,024 (0,329)	-0,027 (0,260)	-0,031 (0,224)	-0,085 (0,154)	0,233 (0,013)	-0,006 (0,813)	0,840 (0,799)
Estado civil: casado, desquitado ou viúvo	0,013 (0,108)	0,015 (0,049)	0,019 (0,007)	0,020 (0,004)	0,026 (0,015)	2,117 (0,003)	0,015 (0,121)	1,575 (0,089)
Educação da mãe: ensino fundamental 1		0,055 (0,002)	0,045 (0,003)	0,037 (0,008)	0,072 (0,007)	4,804 (0,000)	0,016 (0,354)	1,576 (0,291)
Educação da mãe: ensino fundamental 2		0,051 (0,000)	0,040 (0,000)	0,037 (0,000)	0,039 (0,000)	16,965 (0,000)	0,035 (0,000)	8,246 (0,024)
Educação da mãe: ensino médio		0,054 (0,000)	0,043 (0,000)	0,040 (0,000)	0,042 (0,000)	164,825 (0,012)	0,033 (0,000)	8,828 (0,054)
Educação do pai: ensino fundamental 1		0,039 (0,013)	0,027 (0,033)	0,017 (0,129)	0,027 (0,115)	2,123 (0,049)	0,011 (0,502)	1,371 (0,455)
Educação do pai: ensino fundamental 2		0,039 (0,000)	0,029 (0,000)	0,024 (0,000)	0,021 (0,017)	2,786 (0,069)	0,030 (0,004)	4,482 (0,057)

(continua)

(continuação)

Variáveis explicativas	Efeitos marginais ou razão de probabilidade (valor-p)							
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
					Mulheres	Mulheres	Homens	Homens
					OR	OR	OR	OR
Educação do pai: ensino médio		0,036 (0,000)	0,018 (0,070)	0,013 (0,274)	0,003 (0,861)	1,114 (0,866)		
Migrante			-0,011 (0,034)	-0,015 (0,004)	-0,010 (0,130)	0,715 (0,110)	-0,023 (0,008)	0,498 (0,004)
Idade começou a trabalhar			0,005 (0,000)	0,004 (0,000)	0,004 (0,000)	1,144 (0,000)	0,005 (0,000)	1,166 (0,000)
Mãe trabalhava			-0,028 (0,000)	-0,024 (0,000)	-0,037 (0,000)	0,339 (0,000)	-0,011 (0,194)	0,720 (0,165)
Morava com a mãe			0,006 (0,545)	0,004 (0,632)	0,023 (0,164)	1,831 (0,072)	-0,006 (0,606)	0,808 (0,636)
Área urbana				0,074 (0,197)	0,088 (0,376)	4,733 (0,136)	0,059 (0,416)	3,262 (0,223)
Local de moradia				Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Número de observações	3.452	3.143	3.143	3.143	1.696	1.696	1.296	1.296
R ²	0,103	0,157	0,219	0,238	0,250	0,250	0,274	0,274

Fonte: PPV.

^a Os resultados apresentados hachurados nas tabelas 2 a 11 indicam que a variável em análise, *Altura*, é estatisticamente significativa a 10% na determinação da variável dependente.

^b Os resultados apresentados nas tabelas 2 a 5 mostram os efeitos marginais – dy/dx que é a mudança discreta da variável binária de 0 a 1 – e seus valores-p calculados depois da estimação do modelo *logit*.

TABELA 3

Efeitos marginais na conclusão do ensino fundamental 2

Variáveis explicativas	Efeitos marginais ou razão de probabilidade (valor-p)							
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
					Mulheres	Mulheres	Homens	Homens
					OR	OR	OR	OR
Altura	0,011 (0,000)	0,008 (0,000)	0,009 (0,000)	0,009 (0,000)	0,007 (0,000)	1,036 (0,000)	0,011 (0,000)	1,064 (0,000)
Pré-primário	0,284 (0,000)	0,209 (0,000)	0,195 (0,000)	0,178 (0,000)	0,180 (0,000)	2,702 (0,000)	0,172 (0,000)	2,997 (0,000)
Homem	-0,153 (0,000)	-0,127 (0,000)	-0,079 (0,000)	-0,086 (0,000)				
Branco	0,119 (0,000)	0,068 (0,000)	0,050 (0,006)	0,077 (0,000)	0,088 (0,003)	1,522 (0,002)	0,061 (0,038)	1,385 (0,031)
Idade: 31 a 40 anos	0,069 (0,001)	0,057 (0,004)	0,054 (0,007)	0,052 (0,011)	0,081 (0,005)	1,513 (0,006)	0,022 (0,465)	1,131 (0,471)
Idade: 41 a 50 anos	0,045 (0,056)	0,048 (0,029)	0,034 (0,125)	0,030 (0,199)	0,029 (0,372)	1,160 (0,382)	0,016 (0,645)	1,091 (0,650)

(continua)

(continuação)

Variáveis explicativas	Efeitos marginais ou razão de probabilidade (valor-p)							
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
					Mulheres		Homens	
					OR		OR	
Idade: 51 a 60 anos	0,019 (0,511)	0,002 (0,956)	-0,022 (0,480)	-0,035 (0,280)	-0,058 (0,200)	0,761 (0,182)	-0,029 (0,556)	0,857 (0,543)
Idade: 61 a 65 anos	-0,048 (0,429)	-0,035 (0,545)	-0,085 (0,201)	-0,089 (0,189)	-0,116 (0,230)	0,593 (0,197)	-0,075 (0,437)	0,686 (0,401)
Estado civil: casado, desquitado ou viúvo	0,009 (0,665)	0,012 (0,534)	0,037 (0,065)	0,036 (0,072)	-0,015 (0,600)	0,929 (0,602)	0,104 (0,001)	1,729 (0,000)
Educação da mãe: ensino fundamental 1		0,153 (0,002)	0,142 (0,004)	0,159 (0,002)	0,217 (0,002)	2,707 (0,001)	0,098 (0,181)	1,673 (0,161)
Educação da mãe: ensino fundamental 2		0,172 (0,000)	0,157 (0,000)	0,165 (0,000)	0,196 (0,000)	3,434 (0,001)	0,114 (0,041)	2,077 (0,083)
Educação da mãe: ensino médio		0,279 (0,000)	0,271 (0,000)	0,276 (0,000)	0,324 (0,000)	21,624 (0,000)	0,218 (0,000)	5,873 (0,000)
Educação da mãe: ensino universitário		0,268 (0,000)	0,260 (0,000)	0,261 (0,000)			0,223 (0,000)	10,085 (0,004)
Educação do pai: ensino fundamental 1		0,173 (0,001)	0,170 (0,001)	0,170 (0,001)	0,176 (0,011)	2,275 (0,008)	0,165 (0,041)	2,329 (0,030)
Educação do pai: ensino fundamental 2		0,185 (0,000)	0,172 (0,000)	0,174 (0,000)	0,194 (0,000)	3,464 (0,001)	0,156 (0,001)	2,953 (0,013)
Educação do pai: ensino médio		0,280 (0,000)	0,254 (0,000)	0,255 (0,000)	0,238 (0,000)	5,572 (0,000)	0,267 (0,000)	16,538 (0,000)
Educação do pai: ensino universitário		0,283 (0,000)	0,258 (0,000)	0,257 (0,000)	0,241 (0,000)	6,296 (0,000)	0,285 (0,000)	50,654 (0,007)
Migrante			0,010 (0,528)	0,004 (0,802)	-0,008 (0,743)	0,962 (0,743)	0,025 (0,289)	1,149 (0,290)
Idade começou a trabalhar			0,022 (0,000)	0,020 (0,000)	0,018 (0,000)	1,090 (0,000)	0,027 (0,000)	1,158 (0,000)
Mãe trabalhava			-0,078 (0,000)	-0,086 (0,000)	-0,060 (0,019)	0,748 (0,018)	-0,128 (0,000)	0,512 (0,000)
Morava com a mãe			0,06 (0,075)	0,064 (0,078)	0,088 (0,079)	1,502 (0,063)	0,043 (0,423)	1,253 (0,402)
Área urbana				0,089 (0,437)	0,026 (0,867)	1,135 (0,864)	0,142 (0,412)	1,984 (0,365)
Local de moradia				Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Número de observações	3.452	3.452	3.452	3.452	1.820	1.820	1.580	1.580
R ²	0,096	0,176	0,216	0,232	0,209	0,209	0,268	0,268

Fonte: PPV.

A variável dependente binária das estimações cujos resultados estão expostos na tabela 4 indica se o indivíduo tem ou não, pelo menos, 11 anos de estudo completos. Os resultados indicam que as pessoas mais altas têm, em média, maior probabilidade de

concluir o ensino médio. O efeito marginal da altura na conclusão desse ciclo para a amostra toda e para a amostra apenas com os homens é menor do que na conclusão do ensino fundamental 2, 0,009 e 0,010, respectivamente, mas continua muito maior do que o efeito da altura sobre a conclusão do ensino fundamental 1. Para as mulheres, o efeito marginal da altura sobre a conclusão do ensino médio é um pouco maior do que seu efeito marginal sobre a conclusão do ciclo anterior, 0,008.

TABELA 4

Efeitos marginais na conclusão do ensino médio

Variáveis explicativas	Efeitos marginais ou razão de probabilidade (valor-p)							
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
					Mulheres		Homens	
				OR		OR		
Altura	0,010 (0,000)	0,007 (0,000)	0,008 (0,000)	0,009 (0,000)	0,008 (0,000)	1,031 (0,000)	0,010 (0,000)	1,039 (0,000)
Pré-primário	0,325 (0,000)	0,248 (0,000)	0,235 (0,000)	0,218 (0,000)	0,229 (0,000)	2,588 (0,000)	0,189 (0,000)	2,151 (0,000)
Homem	-0,155 (0,000)	-0,139 (0,000)	-0,094 (0,001)	-0,101 (0,000)				
Branco	0,178 (0,000)	0,134 (0,000)	0,118 (0,000)	0,145 (0,000)	0,156 (0,000)	1,876 (0,000)	0,134 (0,000)	1,732 (0,000)
Idade: 31 a 40 anos	0,161 (0,000)	0,165 (0,000)	0,156 (0,000)	0,165 (0,000)	0,202 (0,000)	2,291 (0,000)	0,117 (0,004)	1,603 (0,004)
Idade: 41 a 50 anos	0,137 (0,000)	0,157 (0,000)	0,135 (0,000)	0,143 (0,000)	0,160 (0,000)	1,934 (0,000)	0,094 (0,040)	1,459 (0,040)
Idade: 51 a 60 anos	0,129 (0,000)	0,119 (0,001)	0,079 (0,038)	0,083 (0,032)	0,058 (0,258)	1,262 (0,263)	0,110 (0,071)	1,555 (0,074)
Idade: 61 a 65 anos	0,086 (0,193)	0,109 (0,105)	0,049 (0,503)	0,072 (0,332)	0,128 (0,169)	1,699 (0,193)	-0,019 (0,864)	0,925 (0,865)
Estado civil: casado, desquitado ou viúvo	-0,049 (0,025)	-0,049 (0,034)	-0,029 (0,221)	-0,039 (0,109)	-0,104 (0,001)	0,657 (0,002)	0,050 (0,168)	1,222 (0,170)
Educação da mãe: ensino fundamental 1		0,132 (0,031)	0,122 (0,052)	0,140 (0,026)	0,136 (0,086)	1,729 (0,091)	0,191 (0,085)	2,212 (0,101)
Educação da mãe: ensino fundamental 2		0,222 (0,000)	0,211 (0,001)	0,227 (0,000)	0,216 (0,004)	2,505 (0,010)	0,264 (0,018)	3,003 (0,032)
Educação da mãe: ensino médio		0,364 (0,000)	0,365 (0,000)	0,377 (0,000)	0,428 (0,000)	9,671 (0,000)	0,340 (0,001)	4,350 (0,005)
Educação da mãe: ensino universitário		0,392 (0,000)	0,402 (0,000)	0,404 (0,000)	0,510 (0,000)	225,747 (0,014)	0,352 (0,001)	4,877 (0,011)
Educação do pai: ensino fundamental 1		0,200 (0,002)	0,196 (0,003)	0,202 (0,002)	0,114 (0,165)	1,584 (0,169)	0,388 (0,002)	5,633 (0,009)
Educação do pai: ensino fundamental 2		0,259 (0,000)	0,248 (0,000)	0,267 (0,000)	0,182 (0,026)	2,149 (0,039)	0,448 (0,000)	8,273 (0,002)

(continua)

(continuação)

Variáveis explicativas	Efeitos marginais ou razão de probabilidade (valor-p)							
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
					Mulheres	Mulheres	Homens	Homens
					OR	OR	OR	OR
Educação do pai: ensino médio		0,430 (0,000)	0,398 (0,000)	0,409 (0,000)	0,304 (0,000)	4,024 (0,001)	0,544 (0,000)	21,491 (0,000)
Educação do pai: ensino universitário		0,443 (0,000)	0,410 (0,000)	0,419 (0,000)	0,279 (0,000)	3,510 (0,004)	0,556 (0,000)	32,148 (0,000)
Migrante			0,022 (0,269)	0,013 (0,529)	0,013 (0,656)	1,052 (0,656)	0,025 (0,418)	1,107 (0,418)
Idade começou a trabalhar			0,022 (0,000)	0,022 (0,000)	0,019 (0,000)	1,081 (0,000)	0,027 (0,000)	1,117 (0,000)
Mãe trabalhava			-0,105 (0,000)	-0,116 (0,000)	-0,083 (0,005)	0,718 (0,006)	-0,173 (0,000)	0,490 (0,000)
Morava com a mãe			0,091 (0,023)	0,088 (0,029)	0,124 (0,024)	1,646 (0,027)	0,058 (0,361)	1,268 (0,369)
Área urbana				0,069 (0,622)	0,055 (0,788)	1,244 (0,789)	0,092 (0,635)	1,460 (0,645)
Local de moradia				Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Número de observações	3.452	3.452	3.452	3.452	1.872	1.872	1.580	1.580
R ²	0,094	0,173	0,203	0,217	0,228	0,228	0,230	0,230

Fonte: PPV.

A tabela 5 mostra os resultados da estimação do modelo *logit* em que a variável dependente indica se o indivíduo concluiu ou não pelo menos 15 anos de estudo. Os resultados indicam para a amostra toda e considerando apenas as mulheres que as pessoas mais altas têm, em média, maior probabilidade de completar os estudos universitários. Porém, para a conclusão desse ciclo educacional, a altura não é estatisticamente significativa considerando apenas os homens. O efeito marginal da altura na conclusão da universidade é de 0,002 para a amostra toda e 0,002 com informações apenas sobre as mulheres.

De acordo com os resultados da tabela 4 e da 5, ter frequentado a educação pré-primária tem impacto positivo e significativo na conclusão do ensino médio para os homens e para as mulheres e na conclusão do universitário apenas para as mulheres. As mulheres têm maior probabilidade de concluir o ensino médio, mas para a conclusão do ensino universitário a variável sexo não tem significância estatística. Com relação à raça, os brancos têm maior probabilidade de concluir o ensino médio tanto para os homens como para as mulheres e maior probabilidade de concluir o ensino universitário apenas no caso das mulheres. A educação do pai e da mãe são estatisticamente significantes para explicar a conclusão do ensino médio para homens e mulheres, mas para explicar a conclusão do ensino universitário a

educação do pai é significativa apenas para as mulheres e a educação da mãe não tem influência estatística significativa. O fato de a mãe trabalhar quando a pessoa tinha 15 anos de idade tem impacto negativo e significativo na conclusão do ensino médio. Por fim, a idade em que a pessoa começou a trabalhar e ter morado com a mãe aos 15 anos de idade têm impactos positivos, sendo ambas estatisticamente diferentes de zero na conclusão dos dois ciclos. Estar na área urbana é significativa para a conclusão do ensino universitário.

TABELA 5

Efeitos marginais na conclusão do ensino universitário

Variáveis explicativas	Efeitos marginais ou razão de probabilidade (valor-p)							
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
					Mulheres		Homens	
					OR		OR	
Altura	0,005 (0,000)	0,003 (0,000)	0,003 (0,000)	0,002 (0,001)	0,002 (0,036)	1,026 (0,033)	0,001 (0,988)	1,028 (0,031)
Pré-primário	0,168 (0,000)	0,072 (0,000)	0,063 (0,000)	0,056 (0,000)	0,047 (0,007)	1,704 (0,003)	0,041 (0,987)	2,245 (0,000)
Homem	-0,056 (0,000)	-0,036 (0,007)	-0,014 (0,286)	-0,009 (0,444)				
Branco	0,088 (0,000)	0,052 (0,000)	0,046 (0,000)	0,035 (0,000)	0,035 (0,012)	1,619 (0,022)	0,021 (0,988)	1,715 (0,022)
Idade: 31 a 40 anos	0,139 (0,000)	0,120 (0,000)	0,110 (0,000)	0,098 (0,000)	0,113 (0,000)	3,240 (0,000)	0,056 (0,987)	2,985 (0,000)
Idade: 41 a 50 anos	0,209 (0,000)	0,208 (0,000)	0,189 (0,000)	0,175 (0,000)	0,206 (0,000)	5,371 (0,000)	0,088 (0,987)	4,099 (0,000)
Idade: 51 a 60 anos	0,212 (0,000)	0,178 (0,000)	0,144 (0,000)	0,129 (0,000)	0,088 (0,036)	2,314 (0,008)	0,112 (0,986)	4,438 (0,000)
Idade: 61 a 65 anos	0,177 (0,022)	0,161 (0,036)	0,116 (0,086)	0,112 (0,078)	0,094 (0,258)	2,331 (0,137)	0,073 (0,987)	2,935 (0,094)
Estado civil: casado, desquitado ou viúvo	-0,003 (0,835)	0,003 (0,804)	0,011 (0,334)	0,007 (0,440)	-0,022 (0,152)	0,768 (0,134)	0,023 (0,988)	1,825 (0,006)
Educação da mãe: ensino fundamental 1		0,041 (0,341)	0,036 (0,387)	0,025 (0,490)	0,026 (0,551)	1,421 (0,574)	0,024 (0,988)	1,886 (0,624)
Educação da mãe: ensino fundamental 2		0,134 (0,145)	0,117 (0,179)	0,095 (0,204)	0,096 (0,274)	2,471 (0,162)	0,083 (0,987)	3,485 (0,339)
Educação da mãe: ensino médio		0,128 (0,163)	0,101 (0,231)	0,080 (0,265)	0,098 (0,291)	2,479 (0,172)	0,046 (0,987)	2,271 (0,531)
Educação da mãe: ensino universitário		0,192 (0,115)	0,168 (0,150)	0,129 (0,193)	0,079 (0,431)	2,106 (0,314)	0,179 (0,985)	6,601 (0,159)
Educação do pai: ensino fundamental 1		0,122 (0,027)	0,120 (0,024)	0,097 (0,035)	0,089 (0,091)	3,729 (0,142)	0,870 (0,991)	6.749.441 (0,995)

(continua)

(continuação)

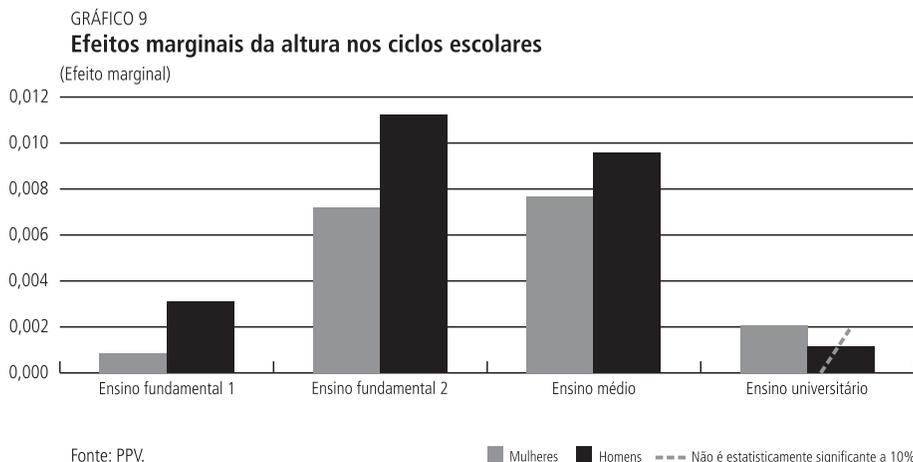
Variáveis explicativas	Efeitos marginais ou razão de probabilidade (valor-p)							
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
					Mulheres		Homens	
				OR		OR		
Educação do pai: ensino fundamental 2	0,395 (0,050)	0,390 (0,056)	0,339 (0,083)	0,284 (0,138)	7,126 (0,032)	0,993 (0,673)	14.600.000 (0,994)	
Educação do pai: ensino médio	0,548 (0,004)	0,512 (0,011)	0,459 (0,026)	0,395 (0,060)	11,436 (0,008)	0,991 (0,714)	23.300.000 (0,994)	
Educação do pai: ensino universitário	0,692 (0,000)	0,665 (0,000)	0,620 (0,001)	0,601 (0,002)	27,822 (0,000)	0,987 (0,752)	43.100.000 (0,994)	
Migrante		-0,005 (0,635)	-0,006 (0,462)	-0,019 (0,136)	0,790 (0,141)	0,004 (0,988)	1,111 (0,553)	
Idade começou a trabalhar		0,007 (0,000)	0,006 (0,000)	0,006 (0,000)	1,078 (0,000)	0,005 (0,988)	1,137 (0,000)	
Mãe trabalhava		0,001 (0,933)	0,000 (0,998)	-0,004 (0,739)	0,946 (0,740)	-0,001 (0,988)	0,965 (0,854)	
Morava com a mãe		0,038 (0,015)	0,031 (0,024)	0,088 (0,000)	9,222 (0,000)	-0,040 (0,987)	0,492 (0,037)	
Área urbana			0,254 (0,000)	0,156 (0,000)	9.469.820 (0,000)	0,161 (0,997)	4.724.372 (0,995)	
Local de moradia			Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	
Número de observações	3.452	3.452	3.452	3.452	1.799	1.799	1.580	
R ²	0,105	0,219	0,238	0,251	0,235	0,235	0,303	

Fonte: PPV.

Sintetizando, o gráfico 9 destaca os efeitos marginais da altura sobre a conclusão dos ciclos escolares (resultados das colunas V e VII das tabelas 2, 3, 4 e 5) estimados pelos modelos *logit*. Os resultados indicam que a altura tem impacto positivo e significativo na conclusão dos quatro ciclos escolares para as mulheres e na conclusão do ensino fundamental 1, ensino fundamental 2 e ensino médio para os homens, sendo o impacto para os homens maior do que para as mulheres. Além disso, para as mulheres o efeito marginal da altura é muito maior sobre o ensino médio e o ensino fundamental 2 do que sobre os outros dois ciclos, para os homens o maior efeito marginal da altura sobre os ciclos é na conclusão do ensino fundamental 2 e, para ambos, o menor efeito marginal da altura é sobre a conclusão do ensino fundamental 1.

A tabela 6 apresenta os resultados das estimações por MQO do logaritmo da quantidade de anos de estudos completos em função do logaritmo da altura. Os coeficientes estimados representam as *elasticidades altura-educação* que são medidas de sensibilidade, indicando qual a variação percentual da educação, em anos de estudo, que ocorre em função de uma variação percentual na altura. Observamos que a relação entre essas duas variáveis é positiva e significativa, mesmo quando

controlamos por várias características específicas dos indivíduos, como educação dos pais, sexo, raça e local de moradia. Destaca-se ainda que a *elasticidade altura-educação* estimada para os homens é mais que o dobro da *elasticidade altura-educação* estimada para as mulheres.



As elasticidades estimadas indicam que, para cada variação percentual na altura das mulheres, ocorre aumento no mesmo sentido e mesma proporção na quantidade de anos de estudo completos. Isto é, cada aumento de 1% na altura das mulheres gera aumento de 1,08% na quantidade de anos de estudo. Quanto aos homens, para cada variação percentual na altura ocorre aumento no mesmo sentido e mais de duas vezes maior na quantidade de anos de estudo completos. Isto é, cada aumento de 1% na altura dos homens gera aumento de 2,34% na quantidade de anos de estudo completos.

Com relação às demais variáveis do modelo, mulheres e brancos, em média, completaram mais anos de estudo do que seus pares; ter frequentado a educação pré-primária e a educação dos pais têm impactos positivos na conclusão dos anos de estudo. O estado civil é significativo apenas para os homens, sendo que os casados, separados ou desquitados completaram, em média, mais anos de estudo do que os solteiros.

Assim, tanto os dados da PPV para as regiões Nordeste e Sudeste do Brasil coletados em 1996-1997 quanto os dados da POF realizada para todo o país em 2002-2003 mostram que a relação diretamente proporcional entre altura e educação encontrada nos estudos para os Estados Unidos e Inglaterra também é válida para o Brasil. De acordo com os resultados que obtivemos, em média, as pessoas mais altas têm nível educacional superior. Isso deve estar refletindo a forma pela qual a relação entre saúde e capital humano é transmitida pela educação. O processo

educacional depende da capacidade de a criança aprender e entender; e essa capacidade depende de aspectos como nutrição e doenças de saúde na infância, ambos influenciados pela renda dos pais.

TABELA 6

Relação entre altura e conclusão dos anos de estudo

Variáveis explicativas	Coeficiente (valor-p)					
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V) Mulheres	(VI) Homens
Logaritmo da altura	2,336 (0,000)	1,778 (0,000)	1,768 (0,000)	1,746 (0,000)	1,083 (0,005)	2,336 (0,000)
Pré-primário	0,353 (0,000)	0,236 (0,000)	0,211 (0,000)	0,194 (0,000)	0,188 (0,000)	0,196 (0,000)
Homem	-0,174 (0,000)	-0,144 (0,000)	-0,086 (0,005)	-0,082 (0,008)		
Branco	0,169 (0,000)	0,106 (0,000)	0,082 (0,001)	0,092 (0,000)	0,090 (0,006)	0,093 (0,019)
Idade: 31 a 40 anos	0,118 (0,000)	0,098 (0,000)	0,084 (0,001)	0,080 (0,002)	0,104 (0,003)	0,051 (0,184)
Idade: 41 a 50 anos	0,079 (0,027)	0,077 (0,023)	0,053 (0,110)	0,047 (0,149)	0,038 (0,417)	0,042 (0,372)
Idade: 51 a 60 anos	0,031 (0,529)	0,004 (0,927)	-0,035 (0,416)	-0,042 (0,339)	-0,081 (0,188)	-0,010 (0,863)
Idade: 61 a 65 anos	0,034 (0,659)	0,019 (0,805)	-0,038 (0,593)	-0,034 (0,629)	-0,144 (0,208)	0,065 (0,439)
Estado civil: casado, desquitado ou viúvo	0,001 (0,960)	0,009 (0,715)	0,036 (0,134)	0,034 (0,155)	-0,024 (0,469)	0,101 (0,003)
Educação da mãe: ensino fundamental 1		0,219 (0,007)	0,203 (0,009)	0,188 (0,014)	0,281 (0,010)	0,084 (0,430)
Educação da mãe: ensino fundamental 2		0,325 (0,000)	0,300 (0,000)	0,282 (0,000)	0,369 (0,001)	0,168 (0,129)
Educação da mãe: ensino médio		0,435 (0,000)	0,411 (0,000)	0,391 (0,000)	0,536 (0,000)	0,223 (0,045)
Educação da mãe: ensino universitário		0,422 (0,000)	0,431 (0,000)	0,398 (0,000)	0,507 (0,000)	0,276 (0,025)
Educação do pai: ensino fundamental 1		0,291 (0,000)	0,278 (0,001)	0,257 (0,001)	0,253 (0,030)	0,269 (0,007)
Educação do pai: ensino fundamental 2		0,417 (0,000)	0,390 (0,000)	0,370 (0,000)	0,356 (0,005)	0,391 (0,000)
Educação do pai: ensino médio		0,570 (0,000)	0,484 (0,000)	0,463 (0,000)	0,428 (0,001)	0,496 (0,000)
Educação do pai: ensino universitário		0,592 (0,000)	0,492 (0,000)	0,475 (0,000)	0,447 (0,000)	0,490 (0,000)
Migrante			-0,010 (0,635)	-0,023 (0,291)	-0,026 (0,409)	-0,016 (0,603)

(continua)

(continuação)

Variáveis explicativas	Coeficiente (valor-p)					
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V) Mulheres	(VI) Homens
Idade começou a trabalhar			0,024 (0,000)	0,023 (0,000)	0,020 (0,000)	0,029 (0,000)
Mãe trabalhava			-0,084 (0,000)	-0,085 (0,000)	-0,089 (0,007)	-0,095 (0,005)
Morava com a mãe			0,077 (0,129)	0,068 (0,172)	0,142 (0,035)	-0,013 (0,856)
Urbana				0,163 (0,017)	0,143 (0,115)	0,176 (0,063)
Local de moradia				Sim	Sim	Sim
Constante	-10,039 (0,000)	-7,719 (0,000)	-8,035 (0,000)	-7,969 (0,000)	-4,646 (0,017)	-11,062 (0,000)
Número de observações	3.426	3.426	3.426	3.426	1.861	1.565
R ²	0,150	0,258	0,306	0,329	0,316	0,369

Fonte: PPV.

6.2 Relação entre altura e salário

A tabela 7 mostra os resultados da estimação, por MQO, do modelo da renda do trabalho principal em função da altura, ambas em logaritmo, considerando as informações da PPV. O coeficiente estimado para a altura, que equivale à *elasticidade altura-salário*, é positivo e significativo quando consideramos a amostra toda, e no modelo estimado considerando apenas os homens. Isto indica que, em média, quanto maior a altura, maior a renda, mesmo controlando por educação e ocupação. Considerando toda a amostra, a elasticidade altura-salário estimada é de 1,489. A elasticidade estimada no modelo apenas com homens é de 1,428, valor 50% maior que o valor estimado quando consideramos apenas as mulheres, 0,958 (este não significativo estatisticamente). Em toda a amostra, se não controlamos o modelo pela educação do indivíduo, o coeficiente da altura continua significativo e com valor 35% maior, 2,022.

As elasticidades estimadas indicam que para cada variação percentual na altura dos homens ocorre aumento no mesmo sentido e mais do que proporcional no salário deles. Isto é, cada aumento de 1% na altura dos homens gera aumento de 1,43% no salário.

Com os dados da POF para todo o Brasil, repetimos os exercícios feitos com os dados da PPV para o Nordeste e Sudeste – colunas (IV), (V) e (VI) da tabela 7. Os resultados estão reportados nas colunas (I), (II) e (III) da tabela 8. Corroborando os resultados anteriores, o coeficiente da altura (elasticidade altura-salário) é positivo e estatisticamente significativo para explicar a renda dos homens. Entretanto, com as informações da POF, observamos que também para as mulheres a altura é significativa e positivamente relacionada com a renda. Considerando toda a amostra, a

elasticidade altura-salário estimada é de 1,811 e considerando apenas as mulheres, a elasticidade é de 1,453. Para os homens com os dados da POF, a elasticidade altura-salário estimada ficou em cerca de 2,16, valor bem superior ao obtido com os dados da PPV.

Assim, as elasticidades estimadas indicam que para cada variação percentual na altura das mulheres ocorre aumento no mesmo sentido e mais do que proporcional no salário delas. Isto é, cada aumento de 1% na altura das mulheres gera aumento de 1,45% no salário. Para os homens, 1% de aumento da altura gera aumento de 2,16% no salário.

Por fim, estimamos modelos com amostras da POF e PPV o mais comparáveis possível. Assim restringimos ambas as amostras aos indivíduos das regiões Nordeste e Sudeste das coortes de 1936 a 1974. Os resultados estão expostos nas colunas (VII), (VIII) e (IX) da tabela 7 e nas colunas (IV), (V) e (VI) da tabela 8.

Comparando as elasticidades altura-salário estimadas com os dados da POF e da PPV, observamos uma sensibilidade do salário à altura maior para os homens do que para as mulheres nos dois casos, o que já destacamos na análise gráfica. Além disso, as elasticidades estimadas com os dados da POF são maiores do que as elasticidades estimadas a partir dos dados da PPV.

TABELA 7

Relação entre altura e salário

Amostra	NE e SE coortes 1932 a 1974						NE e SE coortes 1936 a 1974		
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)		(VII)	(VIII)	(IX)
					Mulheres	Homens			
Logaritmo da altura	2,522 (0,000)	2,384 (0,000)	2,022 (0,002)	1,489 (0,014)	0,958 (0,333)	1,428 (0,067)	1,656 (0,006)	0,964 (0,331)	1,697 (0,025)
Pré-primário	0,126 (0,059)	0,113 (0,087)	0,179 (0,008)	0,146 (0,021)	0,211 (0,021)	0,123 (0,145)	0,144 (0,023)	0,211 (0,022)	0,117 (0,163)
Homem	0,560 (0,000)	0,477 (0,000)	0,521 (0,000)	0,522 (0,000)			0,512 (0,000)		
Branco	0,069 (0,221)	0,081 (0,125)	-0,033 (0,572)	-0,073 (0,191)	0,002 (0,976)	-0,139 (0,067)	-0,073 (0,191)	0,002 (0,979)	-0,137 (0,071)
Idade: 31 a 40 anos	0,470 (0,000)	0,414 (0,000)	0,452 (0,000)	0,386 (0,000)	0,286 (0,003)	0,461 (0,000)	0,384 (0,000)	0,285 (0,003)	0,457 (0,000)
Idade: 41 a 50 anos	0,692 (0,000)	0,592 (0,000)	0,590 (0,000)	0,539 (0,000)	0,484 (0,000)	0,602 (0,000)	0,536 (0,000)	0,483 (0,000)	0,598 (0,000)
Idade: 51 a 60 anos	0,556 (0,000)	0,472 (0,000)	0,451 (0,000)	0,423 (0,000)	0,455 (0,002)	0,460 (0,001)	0,458 (0,000)	0,451 (0,004)	0,524 (0,000)
Idade: 61 a 65 anos	1,025 (0,153)	0,844 (0,134)	0,812 (0,064)	0,892 (0,111)	2,286 (0,000)	0,768 (0,213)			

(continua)

(continuação)

Amostra	NE e SE coortes 1932 a 1974						NE e SE coortes 1936 a 1974		
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)		(VII)	(VIII)	(IX)
					Mulheres	Homens			
Variáveis explicativas									
Estado civil: casado, desquitado ou viúvo	0,096 (0,126)	0,096 (0,104)	0,184 (0,003)	0,144 (0,011)	0,113 (0,182)	0,199 (0,009)	0,144 (0,011)	0,114 (0,182)	0,203 (0,008)
Educação: ensino fundamental 1	-0,167 (0,724)	-0,072 (0,880)		-0,238 (0,638)	-0,573 (0,192)	0,453 (0,077)	-0,240 (0,635)	-0,574 (0,192)	0,460 (0,070)
Educação: ensino fundamental 2	0,233 (0,625)	0,222 (0,642)		-0,031 (0,952)	-0,545 (0,226)	0,743 (0,004)	-0,061 (0,904)	-0,546 (0,225)	0,705 (0,006)
Educação: ensino médio	0,548 (0,251)	0,475 (0,322)		0,257 (0,612)	-0,221 (0,631)	0,996 (0,000)	0,240 (0,637)	-0,222 (0,629)	0,982 (0,000)
Educação: ensino universitário	1,218 (0,011)	1,178 (0,015)		0,885 (0,084)	0,562 (0,233)	1,495 (0,000)	0,874 (0,089)	0,561 (0,234)	1,492 (0,000)
Educação: mestrado ou doutorado	1,698 (0,002)	1,677 (0,003)		1,404 (0,019)	0,621 (0,288)	2,500 (0,000)	1,392 (0,020)	0,621 (0,289)	2,477 (0,000)
Frequenta escola	-0,349 (0,002)	-0,331 (0,002)		-0,297 (0,005)	-0,212 (0,093)	-0,346 (0,024)	-0,300 (0,005)	-0,214 (0,095)	-0,350 (0,023)
Educação da mãe: ensino fundamental 1	0,081 (0,600)	0,016 (0,910)	-0,043 (0,748)	-0,038 (0,754)	-0,275 (0,043)	0,111 (0,472)	-0,035 (0,775)	-0,275 (0,043)	0,113 (0,456)
Educação da mãe: ensino fundamental 2	0,034 (0,839)	-0,012 (0,940)	-0,019 (0,898)	-0,071 (0,607)	-0,324 (0,053)	0,150 (0,390)	-0,068 (0,621)	-0,324 (0,053)	0,147 (0,395)
Educação da mãe: ensino médio	-0,026 (0,883)	-0,107 (0,509)	-0,130 (0,412)	-0,163 (0,263)	-0,482 (0,008)	0,028 (0,879)	-0,159 (0,273)	-0,481 (0,008)	0,032 (0,860)
Educação da mãe: ensino universitário	-0,007 (0,974)	-0,106 (0,602)	-0,152 (0,439)	-0,201 (0,277)	-0,487 (0,091)	0,039 (0,860)	-0,191 (0,300)	-0,487 (0,091)	0,051 (0,814)
Educação do pai: ensino fundamental 1	0,123 (0,570)	0,012 (0,951)	0,130 (0,382)	-0,007 (0,964)	0,439 (0,051)	-0,166 (0,362)	0,001 (0,993)	0,439 (0,051)	-0,152 (0,387)
Educação do pai: ensino fundamental 2	0,279 (0,222)	0,140 (0,501)	0,344 (0,038)	0,102 (0,539)	0,490 (0,047)	-0,052 (0,797)	0,108 (0,512)	0,490 (0,047)	-0,040 (0,839)
Educação do pai: ensino médio	0,408 (0,086)	0,290 (0,182)	0,629 (0,000)	0,286 (0,102)	0,491 (0,058)	0,314 (0,137)	0,287 (0,097)	0,489 (0,059)	0,315 (0,127)
Educação do pai: ensino universitário	0,547 (0,029)	0,383 (0,093)	0,713 (0,000)	0,295 (0,123)	0,790 (0,005)	-0,019 (0,937)	0,294 (0,121)	0,790 (0,005)	-0,023 (0,923)
Ocup. administrativas	-1,996 (0,000)	-1,889 (0,000)	-1,884 (0,000)	0,476 (0,075)	-1,708 (0,000)	-1,895 (0,000)	0,476 (0,074)	-1,726 (0,000)	-1,726 (0,000)
Ocup. técnicas	-1,958 (0,000)	-1,757 (0,000)	-1,883 (0,000)	0,411 (0,149)	-1,666 (0,000)	-1,891 (0,000)	0,411 (0,148)	-1,678 (0,000)	-1,678 (0,000)
Ocup. científicas, artísticas e assemelhados	-2,501 (0,000)	-2,124 (0,000)	-2,365 (0,000)	-0,141 (0,608)	-1,807 (0,000)	-2,363 (0,000)	-0,141 (0,606)	-1,781 (0,000)	-1,781 (0,000)
Ocup. agropecuária, produção extrativa vegetal e animal	-2,979 (0,000)	-2,962 (0,000)	-2,698 (0,000)	-0,130 (0,755)	-2,530 (0,000)	-2,711 (0,000)	-0,130 (0,755)	-2,547 (0,000)	-2,547 (0,000)
Ocup. indústrias de transformação, mecânica, metalúrgica, têxtil, vestuário e móveis	-2,103 (0,000)	-2,369 (0,000)	-2,081 (0,000)	0,243 (0,448)	-1,949 (0,000)	-2,036 (0,000)	0,243 (0,447)	-1,899 (0,000)	-1,899 (0,000)

(continua)

(continuação)

Amostra	NE e SE coortes 1932 a 1974						NE e SE coortes 1936 a 1974		
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)		(VII)	(VIII)	(IX)
					Mulheres	Homens			
Variáveis explicativas									
Ocup. indústria da construção civil, alimentos e bebidas, gráfica, cerâmica, vidro	-2,194 (0,000)	-2,412 (0,000)	-2,165 (0,000)	1,037 (0,010)	-2,111 (0,000)	-2,165 (0,000)	1,036 (0,010)	-2,111 (0,000)	
Ocup. comércio e atividades auxiliares	-2,353 (0,000)	-2,368 (0,000)	-2,291 (0,000)	0,279 (0,333)	-2,206 (0,000)	-2,296 (0,000)	0,279 (0,332)	-2,211 (0,000)	
Ocup. transportes e comunicações	-2,250 (0,000)	-2,505 (0,000)	-2,181 (0,000)		-2,058 (0,000)	-2,185 (0,000)		-2,060 (0,000)	
Ocup. da prestação de serviços	-2,517 (0,000)	-2,731 (0,000)	-2,456 (0,000)	-0,146 (0,597)	-2,302 (0,000)	-2,459 (0,000)	-0,146 (0,596)	-2,301 (0,000)	
Outras ocupações	-2,140 (0,000)	-2,184 (0,000)	-2,051 (0,000)	0,504 (0,131)	-2,064 (0,000)	-2,057 (0,000)	0,504 (0,130)	-2,075 (0,000)	
Migrante	0,194 (0,000)	0,191 (0,001)	0,177 (0,001)	0,201 (0,014)	0,182 (0,008)	0,173 (0,001)	0,201 (0,014)	0,179 (0,009)	
Idade começou a trabalhar	-0,003 (0,652)	0,017 (0,016)	0,003 (0,645)	0,000 (0,951)	0,010 (0,289)	0,002 (0,689)	0,000 (0,953)	0,009 (0,329)	
Mãe trabalhava	-0,004 (0,941)	0,022 (0,707)	0,025 (0,637)	0,052 (0,532)	0,004 (0,954)	0,023 (0,664)	0,052 (0,531)	0,003 (0,966)	
Morava com a mãe	-0,061 (0,644)	0,005 (0,974)	-0,084 (0,512)	-0,097 (0,564)	-0,051 (0,765)	-0,086 (0,501)	-0,097 (0,564)	-0,050 (0,769)	
Urbana		0,211 (0,103)	0,152 (0,191)	0,074 (0,642)	0,192 (0,268)	0,158 (0,173)	0,074 (0,641)	0,209 (0,217)	
Local de moradia			Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	
Constante	-8,120 (0,009)	-4,854 (0,121)	-3,245 (0,322)	-0,242 (0,938)	0,328 (0,948)	-0,476 (0,906)	-1,071 (0,729)	0,428 (0,932)	-1,858 (0,633)
Número de observações	1.604	1.604	1.604	1.604	762	842	1.594	760	834
R ²	0,4474	0,5058	0,4811	0,5506	0,5481	0,5429	0,5531	0,5471	0,5484

Fonte: PPV.

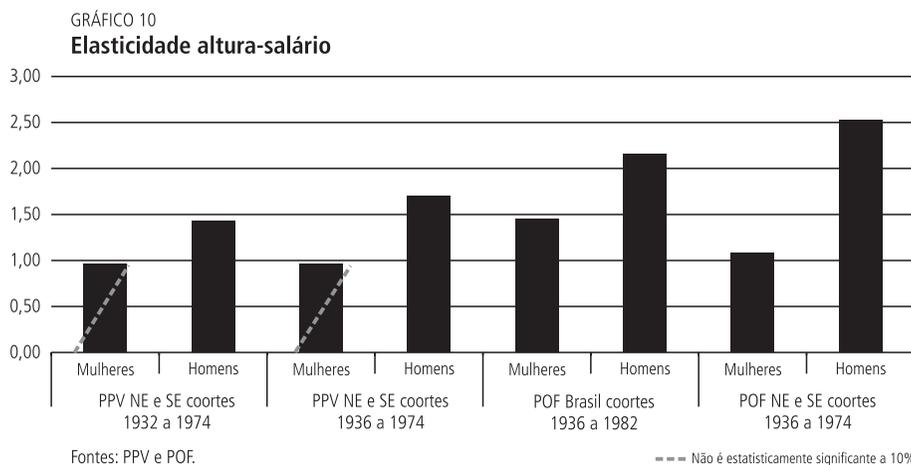
O gráfico 10 resume as elasticidades altura-salário obtidas pelos oito modelos estimados. Comparando-as, observamos que apenas com os dados da POF a relação entre altura e renda é significativa para as mulheres, independentemente da amostra analisada. Consideramos os dados da POF mais confiáveis visto que sua amostra é muito maior do que a da PPV. Além disso, notamos que, para as mulheres, a elasticidade altura-salário estimada com os dados da POF para o Brasil, considerando as coortes de 1936 a 1982, é maior do que a elasticidade altura-salário estimada quando restringimos a amostra às regiões Nordeste e Sudeste e às coortes de 1936 a 1974. Para os homens obtivemos uma relação entre altura e renda significativa em ambas as pesquisas, mas, ao contrário das mulheres, a elasticidade altura-salário estimada para o Brasil é menor do que a elasticidade altura-salário estimada quando restringimos a amostra às regiões Nordeste e Sudeste.

TABELA 8

Relação entre altura e salário

Amostra	Brasil coortes 1936 a 1982			NE e SE coortes 1936 a 1974		
	(I)	(II) Mulheres	(III) Homens	(IV)	(V) Mulheres	(VI) Homens
Variáveis explicativas						
Logaritmo da altura	1,811 (0,000)	1,453 (0,000)	2,159 (0,000)	1,821 (0,000)	1,077 (0,007)	2,526 (0,000)
Homem	0,362 (0,000)			0,439 (0,000)		
Branco	0,145 (0,000)	0,127 (0,000)	0,168 (0,000)	0,139 (0,000)	0,126 (0,001)	0,157 (0,000)
Idade: 31 a 40 anos	0,311 (0,000)	0,203 (0,000)	0,418 (0,000)	0,143 (0,001)	0,081 (0,152)	0,198 (0,001)
Idade: 41 a 50 anos	0,454 (0,000)	0,312 (0,000)	0,575 (0,000)	0,288 (0,000)	0,199 (0,001)	0,352 (0,000)
Idade: 51 a 60 anos	0,472 (0,000)	0,332 (0,000)	0,587 (0,000)	0,343 (0,000)	0,231 (0,001)	0,432 (0,000)
Idade: 61 a 65 anos	0,406 (0,000)	0,412 (0,000)	0,411 (0,000)	0,295 (0,000)	0,355 (0,000)	0,246 (0,010)
Empregado privado	0,658 (0,000)	0,817 (0,000)	0,537 (0,000)	0,722 (0,000)	0,900 (0,000)	0,578 (0,000)
Empregado público	0,949 (0,000)	1,137 (0,000)	0,787 (0,000)	1,007 (0,000)	1,231 (0,000)	0,790 (0,000)
Empregado doméstico	-0,150 (0,000)	0,031 (0,515)	-0,589 (0,000)	0,022 (0,713)	0,201 (0,003)	-0,405 (0,002)
Empregado temporário na área rural	-0,601 (0,000)	-0,449 (0,000)	-0,702 (0,000)	-0,571 (0,000)	-0,354 (0,001)	-0,739 (0,000)
Empregador	1,545 (0,000)	1,782 (0,000)	1,373 (0,000)	1,589 (0,000)	1,810 (0,000)	1,424 (0,000)
<i>Dummies</i> de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
4 a 7 anos de estudo	0,266 (0,000)	0,261 (0,000)	0,273 (0,000)	0,317 (0,000)	0,324 (0,000)	0,304 (0,000)
8 a 10 anos de estudo	0,490 (0,000)	0,423 (0,000)	0,553 (0,000)	0,549 (0,000)	0,426 (0,000)	0,661 (0,000)
11 a 14 anos de estudo	0,827 (0,000)	0,786 (0,000)	0,857 (0,000)	0,968 (0,000)	0,896 (0,000)	1,037 (0,000)
15 ou + anos de estudo	1,569 (0,000)	1,489 (0,000)	1,641 (0,000)	1,712 (0,000)	1,638 (0,000)	1,757 (0,000)
Frequenta escola	0,079 (0,007)	0,107 (0,004)	0,045 (0,326)	0,198 (0,000)	0,174 (0,004)	0,228 (0,002)
Constante	5,726 (0,000)	5,867 (0,000)	5,896 (0,000)	5,523 (0,000)	5,696 (0,000)	5,397 (0,000)
Número de observações	46.673	23.311	23.362	21.266	10.764	10.502
R^2	0,413	0,411	0,395	0,447	0,428	0,444

Fonte: POF.



O novo exercício feito com os dados da POF foi estimar o impacto da altura na renda separadamente de acordo com o tipo de ocupação dos trabalhadores: empregado privado, empregado público, empregado doméstico, empregado temporário na área rural, empregador e conta-própria. Os resultados estão expostos na tabela 9. O coeficiente estimado para a altura é positivo em todos os modelos, mas não é estatisticamente significante a 10% para explicar o diferencial de renda entre os empregados públicos e entre os empregados domésticos. Comparando os valores obtidos para as elasticidades, observamos que a sensibilidade do salário à altura é muito grande entre os empregadores, em torno de 3, e entre os trabalhadores por conta própria, cerca de 2,54. As elasticidades estimadas para os empregados no setor privado e os temporários na área rural são semelhantes, 1,41 e 1,44, respectivamente.

Portanto, os dados da PPV e da POF mostram que no Brasil as pessoas mais altas, em média, recebem salários maiores mesmo quando controlamos por educação e ocupação, assim como acontece internacionalmente. O fato de entre pessoas do mesmo nível educacional em uma mesma ocupação haver diferença salarial em função da altura pode estar refletindo uma simples discriminação do mercado de trabalho ou alguma capacidade adicional das pessoas mais altas para executar tal trabalho, talvez por terem recebido na infância mais incentivos relacionados à alimentação e saúde.

TABELA 9

Relação entre altura e salário, separadamente por ocupação

Variáveis explicativas	Empregado privado (I)	Empregado público (II)	Empregado doméstico (III)	Empregado temporário área rural (IV)	Empregador (V)	Conta- própria (VI)
Logaritmo da altura	1,414 (0,000)	0,489 (0,296)	1,410 (0,122)	1,438 (0,098)	2,951 (0,005)	2,538 (0,000)
Homem	0,319 (0,000)	0,354 (0,000)	-0,041 (0,746)	0,258 (0,022)	0,140 (0,253)	0,510 (0,000)
Branco	0,119 (0,000)	0,119 (0,018)	-0,020 (0,798)	0,288 (0,002)	0,003 (0,974)	0,227 (0,000)
Idade: 31 a 40 anos	0,307 (0,000)	0,330 (0,000)	0,256 (0,006)	-0,129 (0,259)	0,404 (0,002)	0,374 (0,000)
Idade: 41 a 50 anos	0,354 (0,000)	0,535 (0,000)	0,453 (0,000)	0,098 (0,372)	0,391 (0,003)	0,591 (0,000)
Idade: 51 a 60 anos	0,372 (0,000)	0,682 (0,000)	0,354 (0,004)	-0,007 (0,955)	0,611 (0,000)	0,560 (0,000)
Idade: 61 a 65 anos	0,420 (0,000)	0,848 (0,000)	0,446 (0,004)	0,187 (0,289)	0,111 (0,518)	0,404 (0,000)
<i>Dummies</i> de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
4 a 7 anos de estudo	0,256 (0,000)	0,138 (0,078)	0,285 (0,000)	0,005 (0,964)	0,504 (0,000)	0,288 (0,000)
8 a 10 anos de estudo	0,480 (0,000)	0,404 (0,000)	0,276 (0,063)	-0,043 (0,834)	0,917 (0,000)	0,537 (0,000)
11 a 14 anos de estudo	0,798 (0,000)	0,852 (0,000)	0,537 (0,000)	0,073 (0,692)	0,833 (0,000)	0,922 (0,000)
15 ou + anos de estudo	1,610 (0,000)	1,489 (0,000)	0,694 (0,000)	4,079 (0,000)	1,366 (0,000)	1,709 (0,000)
Frequenta escola	0,100 (0,007)	0,102 (0,119)	0,025 (0,858)	-0,259 (0,076)	-0,033 (0,863)	0,138 (0,042)
Constante	0,056 (0,966)	5,614 (0,018)	-0,508 (0,912)	-1,320 (0,761)	-5,038 (0,344)	-6,482 (0,001)
Número de observações	17.910	6.180	2.962	1.963	1.566	16.092
R ²	0,318	0,339	0,135	0,226	0,265	0,261

Fonte: POF.

6.3 Relação entre altura e ocupação

As tabelas 10, 11 e 12 apresentam os resultados estimados pelos modelos *logit* multinomiais para as ocupações. Em todos os modelos, o grupo de comparação é formado pelas pessoas empregadas temporariamente na área rural. No modelo que considera toda a amostra (tabela 10), todos os coeficientes estimados para a altura são positivos e significantes. Considerando apenas as mulheres (tabela 11), a altura não é significativa para explicar trabalhar para próprio consumo em relação ao grupo de comparação; e na amostra apenas com homens (tabela 12) a altura não é significativa para explicar

o emprego doméstico ou não remunerado em relação ao trabalho na área rural. Os valores dos coeficientes mostram que as pessoas mais altas têm maior probabilidade de trabalhar em ocupações que exigem um nível de qualificação maior, como empregador, enquanto as pessoas mais baixas têm maior probabilidade de trabalhar em ocupações de pouca qualificação, trabalho para o próprio consumo, doméstico ou não remunerado.

TABELA 10

Modelo *logit* multinomial: ocupações^a

Variáveis explicativas	Empregado privado	Empregado público	Empregado doméstico	Voluntário	Empregador	Conta-própria	Não remunerado	Próprio consumo
Altura	0,028 (0,000)	0,026 (0,000)	0,021 (0,008)	0,041 (0,002)	0,057 (0,000)	0,030 (0,000)	0,023 (0,010)	0,014 (0,064)
Homem	-0,475 (0,000)	-0,741 (0,000)	-2,243 (0,000)	-1,256 (0,000)	-0,176 (0,262)	-0,374 (0,000)	-2,273 (0,000)	-0,921 (0,000)
Branco	0,167 (0,105)	0,258 (0,025)	-0,099 (0,421)	0,078 (0,744)	0,668 (0,000)	0,329 (0,001)	0,362 (0,012)	0,258 (0,032)
Idade: 31 a 40 anos	0,194 (0,091)	0,832 (0,000)	0,153 (0,266)	0,403 (0,195)	1,346 (0,000)	0,572 (0,000)	0,421 (0,008)	0,249 (0,082)
Idade: 41 a 50 anos	0,401 (0,001)	1,452 (0,000)	0,267 (0,066)	1,118 (0,000)	1,760 (0,000)	0,983 (0,000)	0,305 (0,085)	0,529 (0,000)
Idade: 51 a 60 anos	0,373 (0,003)	1,776 (0,000)	0,181 (0,270)	1,952 (0,000)	2,108 (0,000)	1,198 (0,000)	0,644 (0,001)	0,699 (0,000)
Idade: 61 a 65 anos	0,094 (0,721)	1,456 (0,000)	0,310 (0,359)	2,553 (0,000)	2,075 (0,000)	1,393 (0,000)	0,829 (0,032)	1,089 (0,000)
<i>Dummies</i> de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
4 a 7 anos de estudo	1,236 (0,000)	1,580 (0,000)	0,945 (0,000)	1,450 (0,000)	1,112 (0,000)	1,091 (0,000)	0,802 (0,000)	0,403 (0,002)
8 a 10 anos de estudo	1,948 (0,000)	2,476 (0,000)	0,953 (0,000)	2,554 (0,000)	2,255 (0,000)	1,618 (0,000)	1,144 (0,000)	0,055 (0,826)
11 a 14 anos de estudo	3,202 (0,000)	4,690 (0,000)	1,413 (0,000)	4,312 (0,000)	4,245 (0,000)	2,764 (0,000)	2,048 (0,000)	0,832 (0,025)
15 ou + anos de estudo	4,317 (0,000)	6,580 (0,000)	0,319 (0,813)	5,698 (0,000)	5,818 (0,000)	3,810 (0,000)	2,273 (0,028)	1,256 (0,284)
Frequenta escola	0,511 (0,000)	1,125 (0,000)	0,272 (0,122)	0,484 (0,218)	0,209 (0,320)	0,383 (0,009)	0,038 (0,847)	0,433 (0,043)
Constante	-3,198 (0,002)	-3,740 (0,001)	-2,138 (0,101)	-11,913 (0,000)	-12,481 (0,000)	-3,166 (0,002)	-4,481 (0,003)	-2,097 (0,105)
Número de observações								49.812
Pseudo R^2								0,1125

Fonte: POF.

^a Grupo de comparação: empregado temporário na área rural.

TABELA 11

Modelo logit multinomial: ocupações – mulheres^a

Variáveis explicativas	Empregado	Empregado	Empregado	Voluntário	Empregador	Conta-	Não	Próprio	
	Privado	público	doméstico			própria	remunerado	consumo	
Altura	0,034 (0,003)	0,028 (0,021)	0,030 (0,015)	0,034 (0,081)	0,058 (0,000)	0,037 (0,001)	0,032 (0,018)	0,015 (0,234)	
Branco	0,134 (0,371)	0,104 (0,520)	-0,293 (0,073)	-0,234 (0,449)	0,453 (0,058)	0,232 (0,116)	0,255 (0,169)	0,134 (0,428)	
Idade: 31 a 40 anos	0,138 (0,430)	0,882 (0,000)	0,144 (0,447)	0,482 (0,241)	1,186 (0,000)	0,459 (0,008)	0,527 (0,013)	0,224 (0,275)	
Idade: 41 a 50 anos	0,259 (0,161)	1,318 (0,000)	0,095 (0,635)	1,018 (0,007)	1,196 (0,000)	0,579 (0,002)	0,091 (0,692)	0,093 (0,660)	
Idade: 51 a 60 anos	0,670 (0,001)	1,954 (0,000)	0,408 (0,073)	2,054 (0,000)	2,071 (0,000)	1,208 (0,000)	0,744 (0,003)	0,600 (0,010)	
Idade: 61 a 65 anos	-0,048 (0,899)	1,154 (0,007)	-0,247 (0,562)	1,889 (0,004)	2,332 (0,000)	1,050 (0,005)	0,439 (0,370)	0,497 (0,203)	
<i>Dummies</i> de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	
4 a 7 anos de estudo	0,946 (0,000)	1,483 (0,000)	0,700 (0,000)	0,915 (0,021)	0,706 (0,020)	0,887 (0,000)	0,551 (0,003)	0,224 (0,231)	
8 a 10 anos de estudo	1,874 (0,000)	2,491 (0,000)	0,827 (0,006)	2,420 (0,000)	2,570 (0,000)	1,594 (0,000)	0,903 (0,008)	-0,005 (0,987)	
11 a 14 anos de estudo	3,646 (0,000)	5,256 (0,000)	1,768 (0,000)	4,637 (0,000)	4,899 (0,000)	3,221 (0,000)	2,301 (0,000)	1,251 (0,000)	
15 ou + anos de estudo	3,537 (0,000)	6,076 (0,000)	-0,316 (0,820)	4,865 (0,000)	5,679 (0,000)	3,020 (0,003)	1,301 (0,226)	0,687 (0,582)	
Frequenta escola	0,536 (0,002)	1,261 (0,000)	0,217 (0,269)	0,516 (0,326)	0,548 (0,060)	0,456 (0,010)	-0,121 (0,598)	0,436 (0,131)	
Constante	-3,593 (0,062)	-3,849 (0,059)	-3,286 (0,108)	-35,730	-12,705 (0,000)	-4,052 (0,034)	-5,442 (0,017)	-4,798 (0,042)	
Número de observações									25.469
Pseudo R ²									0,1046

Fonte: POF.

^a Grupo de comparação: empregado temporário na área rural.

Esses resultados corroboram os estudos de Case e Paxson (2006). As autoras mostraram que na Inglaterra e nos Estados Unidos os trabalhos que exigem maior habilidade – as ocupações denominadas *white collar* – atraem trabalhadores em média mais altos do que as ocupações denominadas *blue collar*, que exigem menos habilidade.

Podemos concluir que um bom ambiente socioeconômico na infância, ao possibilitar um crescimento saudável para as crianças, pode resultar em adultos com maior probabilidade de adquirir habilidades, portanto, capazes de se alocarem nos melhores postos do mercado de trabalho.

TABELA 12

Modelo logit multinomial: ocupações – homens^a

Variáveis explicativas	Empregado Privado	Empregado público	Empregado doméstico	Voluntário	Empregador	Conta-própria	Não remunerado	Próprio consumo
Altura	0,025 (0,000)	0,026 (0,001)	0,004 (0,802)	0,056 (0,004)	0,057 (0,000)	0,026 (0,000)	0,000 (0,988)	0,018 (0,057)
Branco	0,184 (0,193)	0,407 (0,012)	0,469 (0,028)	0,511 (0,199)	0,805 (0,000)	0,398 (0,004)	0,519 (0,027)	0,372 (0,032)
Idade: 31 a 40 anos	0,244 (0,109)	0,727 (0,000)	0,038 (0,882)	0,215 (0,641)	1,453 (0,000)	0,661 (0,000)	-0,763 (0,007)	0,216 (0,282)
Idade: 41 a 50 anos	0,518 (0,001)	1,524 (0,000)	0,193 (0,512)	1,069 (0,042)	2,153 (0,000)	1,313 (0,000)	0,439 (0,235)	1,027 (0,000)
Idade: 51 a 60 anos	0,178 (0,270)	1,642 (0,000)	-0,297 (0,359)	1,898 (0,001)	2,152 (0,000)	1,228 (0,000)	0,814 (0,023)	0,967 (0,000)
Idade: 61 a 65 anos	0,202 (0,584)	1,663 (0,000)	1,198 (0,024)	3,058 (0,000)	2,092 (0,000)	1,660 (0,000)	1,380 (0,044)	1,690 (0,000)
<i>Dummies</i> de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
4 a 7 anos de estudo	1,464 (0,000)	1,613 (0,000)	1,175 (0,000)	2,033 (0,000)	1,338 (0,000)	1,236 (0,000)	0,981 (0,000)	0,489 (0,006)
8 a 10 anos de estudo	1,998 (0,000)	2,429 (0,000)	1,320 (0,001)	2,647 (0,000)	2,124 (0,000)	1,603 (0,000)	2,064 (0,000)	0,050 (0,899)
11 a 14 anos de estudo	2,904 (0,000)	4,260 (0,000)	1,633 (0,003)	4,166 (0,000)	3,866 (0,000)	2,426 (0,000)	2,772 (0,000)	0,515 (0,353)
15 ou + anos de estudo	7,497 (0,000)	9,417 (0,000)	2,341 (0,102)	8,995 (0,000)	8,555 (0,000)	6,957 (0,000)	6,721 (0,000)	3,710 (0,009)
Frequenta escola	0,492 (0,026)	0,964 (0,000)	0,626 (0,090)	0,441 (0,410)	-0,052 (0,859)	0,313 (0,167)	0,806 (0,023)	0,524 (0,066)
Constante	-3,366 (0,006)	-4,919 (0,001)	-2,669 (0,355)	-42,655 (0,000)	-14,089 (0,000)	-3,012 (0,013)	-2,719 (0,322)	-7,922 (0,000)
Número de observações								24.343
Pseudo R ²								0,0979

Fonte: POF.

^a Grupo de comparação: empregado temporário na área rural.**7 CONCLUSÃO**

Neste artigo, procuramos analisar a influência da altura em vários indicadores educacionais e de mercado de trabalho no Brasil. Utilizamos a altura como *proxy* para as condições socioeconômicas, demográficas, de saúde e dos ambientes físico e social vivenciadas por uma pessoa. Os dados da PPV mostram que a altura tem efeitos positivos e significantes na conclusão dos ciclos escolares. Além disso, para as mulheres o efeito marginal da altura é muito maior sobre o ensino médio e o ensino fundamental 2 do que sobre os outros dois ciclos, para os homens o maior efeito marginal da altura sobre os ciclos é na conclusão do ensino fundamental 2 e, para ambos, o menor efeito marginal da altura é sobre a conclusão do ensino fundamental 1.

Ainda com dados da PPV, verificamos que a altura tem impacto positivo e significativo no rendimento do trabalho principal. As pessoas mais altas ganham, em média, salário mais elevado do que as demais. O resultado se mantém mesmo controlando por educação e ocupação.

As relações altura/renda e altura/escolaridade também foram analisadas com os dados da POF. Os resultados apontam para uma relação positiva e significativa entre essas variáveis. Em média, as pessoas mais altas têm nível educacional superior, o que deve estar refletindo a forma pela qual a relação entre saúde e capital humano é transmitida pela educação. Comparando os valores estimados para as elasticidades altura-salário, observamos que a sensibilidade do salário à altura é muito grande entre os empregadores e entre os trabalhadores por conta própria. Por fim, também com os dados da POF, analisamos os efeitos da altura na alocação dos trabalhadores entre as ocupações. Os resultados do modelo mostram que as pessoas mais altas têm maior probabilidade de trabalhar em ocupações que exigem um nível de qualificação maior, como empregador, enquanto as pessoas mais baixas têm maior probabilidade de trabalhar em ocupações de pouca qualificação, trabalho para o próprio consumo, doméstico ou não remunerado.

Os resultados indicam que deficiências de capital humano na infância têm efeitos importantes no decorrer do ciclo de vida das pessoas e que, portanto, investimentos públicos na saúde, educação, habitação e nutrição na infância têm um retorno muito elevado.

ABSTRACT

The aim of this paper is to examine the effect of stature, viewed as a proxy for socioeconomic, demographic and health conditions, on wages and education in Brazil. We examine the relationship between height and school cycles, on occupation allocation and on the earnings of individuals when in the labor market, separately for men and women. We conclude that height has a positive impact on the probability of completion of the schooling cycles for men and women and on labor market earnings, independently of its effects on occupation and on education. Finally, occupations that require greater ability attract individuals that are, on average, taller. The results as a whole imply that human capital deficiencies during childhood have very important effects over the life cycle so that public investments on health, education, housing and nutrition early on have high returns.

REFERÊNCIAS

- BEARD, A. S.; BLASER, M. J. The ecology of height: the effect of Microbia transmission on human height. *Perspectives in Biology and Medicine*, n. 45, p. 475-499, Autumn 2002.
- BEHRMAN, J. R.; ROSENZWEIG, M. R. Returns to birth weight. *Review of Economics and Statistics*, v. 86, n. 2, p. 586-601, May 2004.
- CASE, A.; FERTIG, A.; PAXSON, C. *From cradle to grave: the lasting impact of childhood health and circumstance*. Cambridge, MA: NBER, 2003 (Working Paper, n. 9.788).

CASE, A.; LUBOTSKY, D.; PAXSON, C. Economic status and health in childhood: the origins of the gradient. *The American Economic Review*, n. 92, p. 1.308-1.334, 2002.

CASE, A.; PAXSON, C. *Stature and status: height, ability, and labor market outcomes*. NBER, Aug. 2006 (Working Paper, n. 12.466).

CROOKS, D. L. Child growth and nutritional status in a high-poverty community in eastern Kentucky. *American Journal of Physical Anthropology*, n. 109, p. 129-142, 1999.

CURRIE, J.; MORETTI, E. *Biology as destiny? Short and long-run determinants intergenerational correlations in birth weight*. NBER, 2005 (Working Paper).

DRACHLER, M. L.; ANDERSON, M. C. S.; AERTS, D. R. G. C.; LEITE, J. C. D. C.; GUIGLIANI, E. R. J.; FREITAS, P. F.; MARSHALL, T. Desigualdade social e outros determinantes da altura em crianças: uma análise multinível. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 19, n. 6, p. 1.815-1.825, 2003.

DRACHLER, M. L.; BOBAK, M.; RODRIGUES, L.; AERTS, D. R. G. C.; LEITE, J. C. C.; DANOVA, J.; KRIZ, B. The role of socioeconomic in differences in height of pré-school children within and between the Czech Republic and Southern Brazil. *Central European Journal of Public Health*, n. 10, p. 135-141, 2002.

ENGSTROM, E. M.; ANJOS, L. A. Déficit estatural nas crianças brasileiras: relação com condições sócio-ambientais e estado nutricional materno. *Cadernos de Saúde Pública*, n. 15, p. 559-567, 1999.

FREEDMAN, D. G. *Human sociobiology*. New York: Free Press, 1979.

GOLDSTEIN, H. Factors influencing the height of seven year old children – results from the National Child Development Study. *Human Biology*, n. 43, p. 92-111, 1971.

GOWIN, E. B. *The executive and his control of men*. New York: Macmillan, 1915.

GREENE, W. H. *Econometrics analysis*. 4th ed. Upper Saddle River, N. J. Prentice Hall, 2000.

HARPER, B. Beauty, stature and the labor market: a British cohort study. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 62, p. 771-800, 2000.

HENSLEY, W. E. Height as a measure of success in academe. *Psychology. A Journal of Human Behavior*, n. 30, p. 40-46, 1993.

IMMINK, M. D. C.; PAYONGAYONG, E. Risk analysis of poor health and growth failure of children in the central highlands of Guatemala. *Social Science and Medicine*, n. 48, p. 997-1.009, 1999.

KLEIN, R. E.; FREEMAN, J. K.; YARBROUGH, C.; HABICHT, J. P. Is big smart? The relation of growth to cognition. *Journal of Health and Social Behavior*, v. 13, p. 219-225, 1972.

LOH, E. S. The economic effects of physical appearance. *Social Science Quarterly*, n. 74, p. 420-438, June 1993.

MAGNUSSON, P. K. E.; RASMUSSEN, F.; GYLLENSTEN, U. B. Height at age 18 years is a strong predictor of attained education later in life: cohort Study of over 950000 Swedish men. *International Journal of Epidemiology*, n. 35, p. 658-663, Jan. 2006.

MONTEIRO, C. A. *Saúde e nutrição das crianças de São Paulo: diagnóstico, contrastes sociais e tendências*. São Paulo: Hucitec, 1988.

NÓBREGA, F. J.; BRASIL, A. L. D.; VÍTOLO, M. R.; LOPEZ, F. A.; LOPEZ, L. A. Estudo da influência do peso de nascimento, de variáveis maternas e sócio-econômicas na determinação da estatura em crianças. *Jornal de Pediatria*, n. 67, p. 111-118, 1991.

PERSICO, N.; POSTLEWAITE, A.; SILVERMAN, D. The effect of adolescent experience on labor market outcomes: the case of height. *Journal of Political Economy*, n. 112, p. 1.019-1.053, Oct. 2004.

SILVENTOINEN, K. Determinants of variation in adult body height. *Journal of Biosocial Science*, n. 35, p. 263-285, 2003.

SMITH, A. M.; CHINN, S.; RONA, R. J. Social factors and height gain of primary schoolchildren in England and Scotland. *Annals of Human Biology*, n. 7, p. 115-124, 1980.

STECKEL, R. H. Stature and the standard of living. *Journal of Economic Literature*, n. 33, p. 1.903-1.940, Dec. 1995.

STRAUSS, J.; THOMAS, D. Health, nutrition and economic development. *Journal of Economic Literature*, n. 36, p. 766-817, June 1998.

THOMAS, D.; STRAUSS, J. Health and wages: evidence on men and women in urban Brazil. *Journal of Econometrics*, n. 77, p. 159-185, 1997.

WATERLOW, J. C. Causes and mechanisms of linear growth retardation (stunting). *European Journal of Clinical Nutrition*, n. 48, p. S1-S4, 1994.

YOUNG, T. J.; FRENCH, L. A. Height and perceived competence of U.S. presidents. *Perceptual and Motor Skills*, n. 82, 1996. p. 1.002.

(Originais submetidos em janeiro de 2008. Última versão recebida em fevereiro de 2009. Aprovado em fevereiro de 2009.)

CAPITAL, RISCO E REGULAÇÃO DOS BANCOS NO BRASIL*

Luiz Alberto D'Ávila de Araújo**

Paulo de Melo Jorge Neto***

Fabrcio Linhares***

O artigo esclarece os motivos que têm levado os bancos brasileiros a manterem mais capital do que o mínimo exigido pelo regulador e investiga se um aumento na razão de capital reduz a exposição aos riscos dos bancos. As conclusões indicam que o maior nível de capital aumenta a exposição aos riscos nos bancos brasileiros, reforçando as conclusões de Koehn e Santomero (1980) e Kim e Santomero (1988), e mostra que o paracheque de capital regulatório é a principal variável que explica o excesso de capital. Verifica-se, assim, que o alto nível de capitalização desses bancos não implica, necessariamente, que o sistema financeiro estará mais robusto para enfrentar crises financeiras.

1 INTRODUÇÃO

No período de junho de 2001 até junho de 2005, os bancos brasileiros demonstraram grande habilidade de manter uma elevada lucratividade, revelando excelente capacidade de adaptação à perda de ganhos inflacionários e à concorrência de bancos estrangeiros. Diante da possibilidade de práticas mais agressivas de auferir lucro e do concomitante aumento da disposição dos bancos em assumirem riscos maiores, o Conselho Monetário Nacional (CMN) buscou, por sua vez, impor restrições a possíveis práticas de alocação de ativos que poderiam desestabilizar o sistema financeiro nacional. Para tal, adotou as orientações do Acordo de Basileia, instituindo limites de capital para as instituições financeiras, enquadrando o mercado financeiro doméstico aos padrões de solvência e liquidez internacionais.

Com isso, a abordagem supervisora, que antes controlava o patrimônio líquido dos bancos, passou a acompanhar um limite de capital sensível à exposição aos riscos financeiros. Por outro lado, as autoridades brasileiras procuraram eliminar as restrições à entrada de bancos estrangeiros para aumentar a oferta de crédito, reduzir as taxas de juros cobradas, e criar uma ligação entre o desenvolvimento financeiro e o aumento da taxa de crescimento de longo prazo da economia brasileira.

Paralelo a esta reestruturação, tem-se observado que os bancos mantiveram um alto nível de capitalização no primeiro semestre de 2001, com a média de 9,65%,

* Os autores agradecem os comentários dos avaliadores da revista PPE que possibilitaram o melhor entendimento deste artigo. Agradecem, ainda, a Vilmar Gongora que contribuiu na análise dos dados do sistema financeiro. Eventuais erros existentes são, unicamente, de responsabilidade dos autores.

** Doutorando do Departamento de Economia da Universidade de Brasília (UnB).

*** Professor do Centro de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (UFC).

e no segundo semestre de 2004 (nível de 8,64%). Enquanto o Índice de Basileia (IB) regrediu de 23,48% no primeiro semestre de 2001 para 18,11% no segundo semestre de 2004. Diante do alto grau de capitalização e um IB acima do mínimo requerido, surgem duas questões: Por que os bancos têm mantido mais capital do que o exigido pelo regulador? Como esta maior capitalização está de fato associada à redução da exposição aos riscos nos bancos?

Em relação à primeira questão, este trabalho procura determinar como os bancos escolhem seu nível de capitalização. Com este fim, supõe-se que os bancos possuem uma meta de capitalização e que esta meta está relacionada às oportunidades de ganhos, onde o grau de retorno sobre o patrimônio afeta negativamente as decisões acerca do montante de capital escolhido, com o tamanho do banco, com as exigências regulatórias, com o grau de risco do banco e com o fato de o banco participar de um conglomerado e ter passado por processo de fusão.

Já em relação à segunda questão, este trabalho pretende investigar qual efeito uma capitalização maior exerce sobre o risco do banco. A questão da capitalização e o seu efeito sobre a disposição do banco de assumir risco tem sido tema de debates com resultados diferentes. Autores como Furlong e Keeley (1989) e Keeley (1990) mostram que a capitalização maior induz os bancos a reduzirem o risco. Já Kim e Santomero (1988) e Koehn e Santomero (1980) mostram que capitalização e risco estão diretamente relacionados. Deste modo, o efeito da intervenção das autoridades bancárias com o intuito de regular a exigência de capital dos bancos tem resultados dúbios com relação ao aumento do risco assumido por esses bancos. A necessidade dos bancos de manterem um patamar alto de capital pode estar associada a uma composição de portfólio tanto de risco maior quanto de risco menor.

Buscando compreender melhor esse movimento no sistema bancário brasileiro, este artigo investiga as principais variáveis estratégicas que explicam o ajustamento de capital e de risco nos bancos, procurando explicar o fato de o banco manter mais capital que o exigido, bem como entender o efeito de uma capitalização maior sobre o grau de risco. Assume-se, como Shrieves e Dahl (1992), que os bancos almejam certo patamar de razão de capital e risco. Conclui-se que há uma relação positiva entre a variação do grau de capitalização e o nível de risco assumido pelos bancos brasileiros, o que indica que o alto nível de capitalização desses bancos não implica, necessariamente, que o sistema financeiro estará mais robusto para enfrentar crises.

A seção 2 traz uma revisão teórica e esclarece os principais aspectos inerentes à decisão dos bancos de assumirem risco e escolherem seu nível de capitalização. Também procura justificar a regulação do mercado bancário.

A seção 3 descreve os ajustamentos de capital e de risco, trazendo uma alteração no modelo de Shrieves e Dahl (1992), que foi escolhido devido ao reconhecimento

de que o capital e o risco possuem características exógenas e endógenas. O modelo mostra que os ajustamentos no capital e o risco no período são funções das metas, dos níveis defasados de capital e risco e dos choques exógenos aos bancos. Entretanto, como as metas de capital e de risco não são observadas, faz-se necessário assumir que dependem de variáveis observadas, variáveis que são estratégicas para o banco e que representam as oportunidades de negócios futuros, o custo de oportunidade do capital, a capacidade de diversificar o risco, o acesso aos mercados de capitais, os aspectos regulatórios da exigência de capital mínimo, o aspecto relativo à governança corporativa e as provisões com créditos de liquidação duvidosa.

Na seção 4, os aspectos de risco, capital e regulação são analisados no mercado bancário brasileiro, que surpreendeu ao se adaptar, com relativa rapidez, à brusca redução dos ganhos inflacionários e ao manter uma significativa lucratividade diante da entrada de grandes bancos estrangeiros. Paralelamente, os bancos têm excesso de capital em relação à exigência mínima de 11%.

A seção 5 contém a análise empírica que empregou o método dos momentos generalizados – sistema para corrigir a presença de variáveis endógenas e/ou pré-determinadas no lado direito da equação de regressão.

A seção 6 indica que o paracheque de capital é a principal variável que tem levado os bancos a manterem excesso de capital (expectativa de que o excesso de capital funcione como um seguro), bem como traz a conclusão de que existe uma relação positiva entre a variação do grau de capitalização e o nível de risco assumido pelos bancos brasileiros (aumento do capital leva ao risco maior). Portanto, o alto nível de capitalização desses bancos não implica necessariamente que o sistema financeiro estará mais robusto para enfrentar crises.

Assim, percebe-se que o artigo está estruturado em seis seções: (2) faz uma revisão da literatura sobre capital, risco e requerimentos mínimos de capital; (3) descreve o modelo de ajustamento e discrimina as variáveis que explicam as metas de risco e de capital; (4) apresenta o mercado bancário brasileiro; (5) faz a análise empírica do problema a ser estudado; e (6) termina com as conclusões dos efeitos das metas e da regulação sobre o nível de capital e sobre a exposição ao risco.

2 CAPITAL, RISCO E EXIGÊNCIA REGULATÓRIA DE CAPITAL MÍNIMO

O sistema bancário é uma das indústrias mais discutidas na literatura econômica, com particular atenção para justificar a existência da regulação bancária. Entretanto, a revisão da literatura mostra uma dubiedade dos efeitos que a regulação do nível de capital exerce sobre a exposição aos riscos.

A necessidade de intervenção no mercado bancário é justificada pela corrida bancária e pela necessidade de provisão de liquidez dos bancos, conforme

demonstraram Diamond e Dybvig (1983). Existe a necessidade de acompanhamento dos bancos em virtude de operarem com ativos menos líquidos (menor capacidade de conversão em moeda) do que os depósitos.

A importância dos bancos financiados com depósitos à vista e a regra de monitoramento dos depositantes foram mostradas por Calomiris e Khan (1991). Os depositantes devem monitorar os bancos de forma a permitir a retirada de seus recursos quando as políticas do banco tiverem um elevado risco de prejudicá-los.

A governança corporativa como justificativa para a regulação dos bancos está em Dewatripont e Tirole (1993). A separação entre o acionista e o gerente implica que a estrutura de capital do banco tem um papel importante, uma vez que determina a alocação de direitos de controle. No caso dos bancos, a alocação eficiente deve considerar o fato de que os depositantes não conseguem monitorar os gerentes e precisam ser representados (pelo regulador) porque são pequenos, dispersos e desinformados.

O valor da carta de patente (*charter value*) e as exigências de adequação de capital, bem como seus efeitos sobre o incentivo a tomar risco são investigados por Hellman, Murdock e Stiglitz (2000). Nesse estudo, a obtenção de uma alocação ótima de Pareto exige um controle sobre a taxa de juros dos depósitos, adicionalmente ao controle sobre as exigências de adequação de capital. Essa taxa de juros controla o aumento do *charter value* e fornece um instrumento adicional para controlar o risco.

Bhattacharya, Boot e Thakor (1998) fizeram uma revisão na teoria da regulação bancária, explicando a função de transformação dos intermediários, os contratos passivos ótimos, o problema de coordenação dos empréstimos e as intervenções regulatórias, mostrando que a base da teoria bancária contemporânea está centrada no fato de os bancos serem frágeis em virtude da regra de fornecedores de liquidez e justificam uma regra de segurança pública por intermédio do seguro depósito e do Banco Central como prestador em última instância.

Por sua vez, Koehn e Santomero (1980) examinaram o comportamento dos bancos quando sujeitos à regulação de capital, indicando que a racionalidade da imposição da restrição de capital para diminuir a probabilidade de falência não necessariamente é obtida. Na realidade, os autores encontraram resultados opostos, onde o aumento na razão de capital pode levar a uma exposição maior aos riscos e ao aumento da probabilidade de falência.

Posteriormente, Furlong e Keeley (1987) avaliaram a visão de regulação de capital e sua efetividade. Os autores observaram que o incentivo para aumentar a exposição aos riscos diminui quando o nível de capital do banco aumenta. Nesse momento, percebe-se uma contradição entre o resultado de Koehn e Santomero (1980) e Furlong e Keeley (1987).

Kim e Santomero (1988) investigaram a regulação de capital no controle dos riscos. Os autores utilizaram uma ferramenta de média-variância e mostraram que os bancos com baixa aversão ao risco terão maior alavancagem e maior parcela de ativos arriscados em sua carteira. Existe um relacionamento negativo entre o nível de ativos com risco e a razão de capital do banco, decorrente da variação das preferências ao risco. Uma vez que o requerimento de capital restringe a fronteira risco-retorno do banco, a induzida redução de alavancagem pode induzir os bancos a alterarem seus portfólios de ativos de risco, levando, possivelmente, a um aumento na disposição de assumir risco.

Furlong e Keeley (1989) analisaram a relação entre a regulação de capital e o risco dos ativos bancários, mostrando que os reguladores podem aumentar os padrões de capital e que o maior requerimento de capital reduz os incentivos do banco em aumentar os ativos com risco. Seus resultados indicam que o valor maximizado do banco leva a uma razão maior de capital, pois os bancos preferem manter um montante adicional de capital em vez de venderem ativos e retrain depósitos. Percebe-se, ainda, a continuidade no debate entre Santomero e Keeley.

Keeley (1990) mostrou que um sistema de seguro depósito com taxa fixa fornece um perigo moral (*moral hazard*) que implica excessiva exposição aos riscos. O artigo indica que o aumento na competição decorrente da queda no valor do banco, leva o mesmo a aumentar seu risco de *default* por intermédio do aumento dos ativos com risco e reduções no capital.

Entretanto, para esclarecer os efeitos do risco, do capital e da regulação de bancos, pode-se acompanhar o modelo desenvolvido por Milne e Whalley (1998), pois é um modelo com capital endógeno e permite verificar o efeito incentivo da regulação de capital mínimo em um ambiente dinâmico, onde ocorrem inspeções regulatórias de forma aleatória e com a exigência de o banco manter-se capitalizado ou incorrer em um custo fixo para fazer uma nova emissão de capital ou liquidação. O paracheque de capital livre, diferença entre o capital do banco e o mínimo regulatório, depende da incerteza do fluxo de caixa, do valor de *franchise*,¹ da frequência de auditoria, do custo de recapitalização e do custo do capital em relação aos depósitos.

Os resultados do modelo mostram que o valor de *franchise* depende da variância do fluxo de caixa e da frequência de inspeção regulatória, e que a política ótima do banco é pagar dividendos no maior nível possível quando o capital observado exceder o nível desejado para a meta de capital e essa estiver acima do nível mínimo de capital regulatório, ou seja, quando o valor do banco exceder um limite regulatório.

1. Valor de *franchise* é a parte do passivo do banco que não pode ser transferida, vendida ou reclamada por qualquer depositante; no caso de falência, é a parte do valor do banco que representa perda para o acionista.

Com isso, percebe-se que alguns resultados devem ser investigados empiricamente, uma vez que os diferentes impactos retratados na literatura podem fazer com que a intervenção das autoridades bancárias sobre o nível de capital dos bancos não alcance os objetivos desejados.

3 AS METAS DE CAPITAL E RISCO NOS BANCOS

A seção anterior fez uma breve revisão teórica sobre as principais justificativas para a existência da regulação bancária, mostrando a importância do capital e do risco em um sistema bancário. Nesta seção, procura-se estabelecer um modelo que permita avaliar os impactos das metas estratégicas dos bancos sobre o nível de capital e de risco, além de esclarecer como são determinadas as metas estratégicas e de discriminar as variáveis relevantes a serem consideradas.

Na determinação do ajustamento de capital e de risco, este artigo modificou o modelo desenvolvido por Shrieves e Dahl (1992) ao utilizar variáveis em nível em vez de ajustamentos (variações), bem como os ajustes de Jacques e Nigro (1997) e Rime (2001). A adaptação feita neste artigo aproxima-se de Heid, Porath e Stolz (2004) e tem o objetivo de avaliar os efeitos da regulação de capital e das estratégias dos bancos sobre o nível de capital e sobre o grau de risco, em vez de avaliar o impacto sobre o ajustamento (variação) do capital e do risco.

A escolha do modelo, de Shrieves e Dahl, reconhece que o capital e o risco possuem características exógenas e endógenas. O modelo possui duas equações que explicam como ocorrem os ajustes no valor do capital e do risco, mostrando que são decorrentes de um comportamento discricionário dos bancos e de fatores exógenos ao banco.

$$\Delta CAP_{j,t} = \Delta CAP_{j,t}^d + \varepsilon_{j,t} \quad (1)$$

$$\Delta RISCO_{j,t} = \Delta RISCO_{j,t}^d + v_{j,t} \quad (2)$$

onde $\Delta CAP_{j,t}$ e $\Delta RISCO_{j,t}$ são as mudanças observadas, $\Delta CAP_{j,t}^d$ e $\Delta RISCO_{j,t}^d$ são os ajustamentos determinados endogenamente, $\varepsilon_{j,t}$ e $v_{j,t}$ são os choques aleatórios exógenos sobre os níveis de capital e de risco para o banco j no período t .

Os bancos estabelecem as metas ótimas para o capital e para o risco e fazem ajustes sobre o capital e o risco para atingir essas metas. Além disso, como o ajustamento completo tem um custo elevado ou é impossível de ser feito, os bancos são levados a fazer ajustes parciais.

O ajustamento parcial ocorre de forma proporcional à diferença entre o nível ótimo e o nível atual.

$$\Delta CAP_{j,t}^d = \alpha(CAP_{j,t}^* - CAP_{j,t-1}) \quad (3)$$

$$\Delta RISCO_{j,t}^d = \beta(RISCO_{j,t}^* - RISCO_{j,t-1}) \quad (4)$$

onde α e β são as velocidades de ajustamentos ($0 < \alpha, \beta < 1$), $CAP_{j,t}^*$ e $RISCO_{j,t}^*$ são os níveis das metas desejadas para o capital e para o risco, $CAP_{j,t-1}$ e $RISCO_{j,t-1}$ são os níveis de capital e risco no período anterior.

Substituindo as equações (3) e (4) nas equações (1) e (2), têm-se:

$$\Delta CAP_{j,t} = \alpha(CAP_{j,t}^* - CAP_{j,t-1}) + \varepsilon_{j,t} \quad (5)$$

$$\Delta RISCO_{j,t}^d = \beta(RISCO_{j,t}^* - RISCO_{j,t-1}) + v_{j,t} \quad (6)$$

Como o objetivo é avaliar o impacto sobre o nível de capital e de risco e não sobre os ajustamentos (variações) de capital e de risco, então:

$$CAP_{j,t} = \alpha CAP_{j,t}^* + (1 - \alpha)CAP_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t} \quad (7)$$

$$RISCO_{j,t} = \beta RISCO_{j,t}^* + (1 - \beta)RISCO_{j,t-1} + v_{j,t} \quad (8)$$

Entretanto, as metas de capital e de risco não são observadas e faz-se necessário assumir que dependam de variáveis observadas. As variáveis a serem consideradas são:

$$CAP^* = f(REG, LNSIZE, BHC, ROE, \Delta RISCO) = \delta X^C \quad (9)$$

$$RISCO^* = f(REG, LNSIZE, BHC, PCLD, \Delta CAP) = \delta X^R \quad (10)$$

Os vetores X^C e X^R correspondem aos que contêm as variáveis utilizadas como *proxy* para as metas de capital e risco não observadas discriminadas no termo do meio.

A variável de regulação (REG) está vinculada ao valor mínimo de capital em risco que os bancos devem manter para evitar intervenções ou liquidação por parte do Banco Central do Brasil (BCB). Neste artigo, REG é definido como a diferença entre o IB apurado para cada banco e o IB mínimo definido pela autoridade. A regulação pode afetar o nível de capital, atuando como um seguro, como paracheque de capital (*risk sharing*), onde um relacionamento positivo indica que maior REG implica mais capital. No relacionamento com o risco, se o sinal for negativo, então, quanto menor a REG maior será o risco, indicando a presença de *moral hazard* (*risk shifting*).

O tamanho do banco, mensurado pelo logaritmo do total de ativos do banco (LNSIZE), pode influenciar as metas de capital e de risco. Esse impacto ocorre devido à maior possibilidade de diversificação dos riscos, à maior oportunidade de investimento e ao maior acesso ao mercado de capital. Grandes bancos aumentam seu capital mais facilmente, por isso estabelecem metas menores de capital que os pequenos bancos. O tamanho também pode ter um efeito sobre a meta de risco, pois afeta suas oportunidades de investimento e suas possibilidades de diversificação. O efeito esperado é inversamente relacionado com o nível de capital e de risco, pois quanto maior o banco menor é a parcela de capital mantida (mais acesso ao mercado de capitais) e menor é o risco (maior oportunidade de diversificação dos riscos).

Outra variável importante está relacionada aos efeitos corporativos (BHC) entre bancos independentes e conglomerados bancários, pois afetam o comportamento dos bancos em relação à regulação: os custos de falência e a importância da aversão ao risco são diferentes. Os grupos bancários permitem que os bancos afiliados tenham um acesso maior às oportunidades de investimentos e de capital, o que pode levar a metas diferentes entre bancos independentes e conglomerados bancários.

As características dos bancos implicam que são firmas cujo objetivo é maximizar seu lucro, forçando a necessidade de balancear o ganho, manter um excesso de capital contra o custo e manter mais capital do que o mínimo. A literatura empírica normalmente utiliza a razão do lucro sobre o patrimônio líquido – Return on Equity (ROE) – ou a razão do lucro sobre as reservas de capital, como *proxy* do custo de oportunidade do capital. Este artigo considera como custo de oportunidade a razão do lucro sobre o patrimônio líquido, e o relacionamento esperado é negativo, pois o custo de oportunidade do capital desencoraja os bancos a carregar capital em excesso. Milne e Whalley mostraram que se o valor de *franchise* do banco for grande o suficiente, os bancos desejam reter um paracheque de capital para reduzir o custo esperado de ficar abaixo do mínimo regulatório, e se for baixo o suficiente, os bancos são encorajados a aumentar a incerteza do fluxo de caixa e aumentar os ganhos de explorar o *moral hazard*.

Outra variável estratégica corresponde às perdas com empréstimos, que diminuem o valor dos ativos dos bancos. Essas perdas podem ser definidas como as provisões para perdas com créditos de liquidação duvidosa (PCLD) e têm um efeito positivamente relacionado com o risco, ou seja, quanto maior o volume de provisões maior é o risco do sistema bancário.

Além das variáveis estratégicas, seguindo Jacques e Nigro (1997), incluíram-se mais duas variáveis para avaliar o efeito dos ajustamentos de capital (ΔCAP) e de risco ($\Delta RISCO$). Essas variáveis podem ser interpretadas como variáveis discricionárias que os bancos possuem para gerenciar seu próprio IB, pois os bancos podem ajustar seu patrimônio de referência (numerador do IB que mede o nível de capital) e/ou o patrimônio líquido exigido (denominador que mensura o risco de crédito e outros).

Substituindo as variáveis observáveis que explicam as metas, obtêm-se:

$$CAP_{j,t} = \alpha(\delta X^C) + (1 - \alpha)CAP_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t} \quad (11)$$

$$RISCO_{j,t} = \beta(\gamma X^R) + (1 - \beta)RISCO_{j,t-1} + v_{j,t} \quad (12)$$

Os níveis de capital e de risco do banco j , no período t , são funções de um vetor de variáveis explicativas que representam as metas de capital e de risco, dos valores defasados de capital e de risco e dos erros aleatórios em cada equação. O capital corresponde à razão do patrimônio líquido sobre os ativos totais (CAP) e o risco é representado pela razão do Patrimônio Líquido Exigido (PLE),² sobre o total de ativos ($RISCO$), pois contempla os riscos de crédito e de mercado (juros pré-fixados e câmbio) em posições ativas e passivas.

4 OS AJUSTES E A ESTRATÉGIA DE CAPITAL E DE RISCO NOS BANCOS BRASILEIROS

Esta seção procura mostrar o comportamento estratégico dos bancos brasileiros por intermédio da evolução das principais variáveis associadas à definição das metas de capital e de risco, de onde surge uma questão importante, que é explicar por que os bancos brasileiros estão mantendo um excesso de capital em relação ao mínimo regulatório.

2. O PLE é uma medida de risco que quantifica a exposição dos bancos aos diversos riscos, como risco de crédito, risco de crédito em swap, risco de mercado em taxa de juros e em câmbio.

Os bancos brasileiros surpreenderam ao se adaptarem com rapidez à brusca redução dos ganhos inflacionários, mantendo uma significativa lucratividade diante da entrada de grandes bancos estrangeiros. Com relação aos bancos públicos, Vidotto (2005) mostra que o governo brasileiro inovou com o reconhecimento explícito do papel estratégico dos bancos federais e afirmou que as agências financeiras do governo federal justificam-se como instrumentos para a execução de suas políticas creditícias e como agentes do Tesouro Nacional, devido à expressiva oferta de crédito e à relação dinâmica entre os bancos federais e o restante do sistema, que fornecem uma segurança estratégica.

Para os bancos privados, vale ressaltar a influência da entrada de bancos estrangeiros. Carvalho, Studart e Alves-Júnior (2002) comentam que os principais fatores de atração dos bancos estrangeiros para o mercado brasileiro foram os retornos esperados e a liberalização ao capital estrangeiro. Os bancos estrangeiros vislumbraram um forte aumento da demanda por serviços bancários e por crédito, além da tradição de lucros elevados e exposição controlada a riscos de inadimplência. Para entender as estratégias dos bancos estrangeiros, o autor fez entrevistas com profissionais que conheciam as estratégias de seus bancos (quatro profissionais de quatro bancos estrangeiros – dois diretores e dois gerentes regionais). Uma das conclusões das entrevistas foi que os bancos estrangeiros não pretendiam romper as formas de concorrência vigente, por não terem a mesma eficiência operacional dos grandes bancos privados nacionais. A estratégia de crescimento seria comprar outros bancos e ocupar os espaços abertos pela esperada redução da área comercial nos bancos públicos. Outra estratégia citada para a vinda de bancos estrangeiros ao Brasil foi ganhar volume internacional para não ser comprado por um gigante multinacional.

Um marco da regulação prudencial dos bancos brasileiros ocorreu no ano de 1994 e revelou a abrangência da transformação que iria ocorrer na regulação bancária. Essa mudança representou a entrada do Brasil nas premissas do Acordo de Basileia sobre Capital de 1988 (Basileia I),³ cujo objetivo principal foi fazer com que as instituições financeiras mantivessem seu nível de capital mínimo em sintonia com o grau de risco de crédito de seus ativos.

Diante da reestruturação do sistema bancário nacional, ressalte-se a mudança na disposição dos bancos em assumir o risco e a concomitante alteração em suas estratégias de capitalização, e considere-se a PCLD como uma variável que expressa a disposição dos bancos de assumir risco, uma vez que esta variável representa uma proteção contra a perda esperada em inadimplência (perda média). Essas provisões afetam diretamente o resultado das instituições financeiras e são importantes na determinação do risco dos

3. Resolução nº 2.099, de agosto de 1994, aprovou valores mínimos de capital e patrimônio líquido ajustado, seguindo recomendações BIS.

bancos, pois o maior volume de provisões pode implicar um aumento do nível de risco⁴ (desvio em relação à perda média) em operações de crédito.

A tabela 1 mostra que o volume de provisões para operações de crédito apresentou um aumento significativo no ano 2000, que está relacionado à nova regulamentação das provisões promovida pelo Conselho Monetário Nacional,⁵ que obrigou as instituições bancárias a classificar o risco de suas operações de crédito em níveis e a estabelecer provisões para perdas numa escala com nove níveis de risco. Essa classificação passou a considerar a qualidade dos devedores, o seu tipo, a destinação e o valor da operação.⁶

TABELA 1

Evolução das provisões em operações de crédito

(Em R\$ milhões)

Período	Provisões para operações de crédito			
	Sistema	Banco público	Banco privado	Banco estrangeiro
1995	9.577	5.719	2.714	1.141
1996	7.802	4.719	1.769	1.306
1997	15.087	8.441	3.311	3.329
1998	13.686	6.889	3.579	3.203
1999	12.357	6.174	3.917	2.263
2000	28.976	14.624	7.698	6.644
2001	30.161	14.171	8.668	7.320
2002	24.400	9.740	8.173	6.487
2003	25.178	11.151	4.470	9.506
2004	24.105	10.656	4.184	8.876

Fonte: Elaborada pelo autor, com amostra obtida junto ao BCB.

Obs.: Valores de dezembro de 2004, deflacionados pelo IGP-DI.

A variável *RISCO*, descrita na tabela 2, é definida como a razão do PLE sobre os Ativos Totais. Observa-se que *RISCO* apresenta um comportamento condizente com um aumento da exposição aos riscos nos bancos brasileiros, confirmando a sinalização do IB, cuja queda indica um aumento de exposição aos riscos.

Para investigar a rentabilidade dos bancos, de onde se poderia esperar que um risco maior afeta negativamente a capacidade de gerar lucros, a tabela 2 mostra a evolução do custo de oportunidade do capital, definido como *ROE*. Esta variável

4. A perda média com crédito é coberta com provisões que afetam diretamente o resultado; o risco ou desvio-padrão da perda é controlado com adequação de capital.

5. Ver Resolução CMN nº 2.682, de 1999, que dispõe sobre classificação das operações de crédito e regras para constituição de provisão para créditos de liquidação duvidosa, em ordem crescente de risco, nos seguintes níveis: AA; A; B; C; D; E; F; G; H.

6. Além das operações de crédito, foi autorizada a realização de operações de derivativos de crédito (Resolução nº 2.933/02) e limitada à exposição por cliente, forçando a diversificação do risco por cliente (Resolução nº 2.844/01).

denota a possibilidade de explorar as oportunidades de lucro. Por outro lado, vale lembrar que o perfil de lucratividade do mercado bancário pode afetar a meta de capital. Nesse sentido, a evolução do custo de oportunidade do capital apresentou um aumento até o final de 2002 e redução até 2004.

TABELA 2
Evolução do ROE, RISCO, CAP e IB

Período	ROE	RISCO	CAP	IB
06/2001	0,3466	0,0441	0,0965	0,2348
12/2001	0,3780	0,0474	0,1011	0,2400
06/2002	0,4114	0,0494	0,0823	0,2258
12/2002	0,4269	0,0528	0,0790	0,2185
06/2003	0,3322	0,0309	0,0436	0,1995
12/2003	0,3060	0,0572	0,0838	0,2118
06/2004	0,3113	0,0615	0,0794	0,1916
12/2004	0,2982	0,0641	0,0864	0,1811

Fonte: Elaborada pelo autor, com amostra obtida junto ao BCB.

A tabela 2 também mostra a evolução do grau de capitalização por meio da razão de capital (CAP) e do IB. O grau de capitalização que apresenta critérios econômicos próprios de cada banco não mostra uma tendência estabelecida. De modo inverso, o IB (IB – com critérios regulatórios) apresenta uma tendência decrescente.

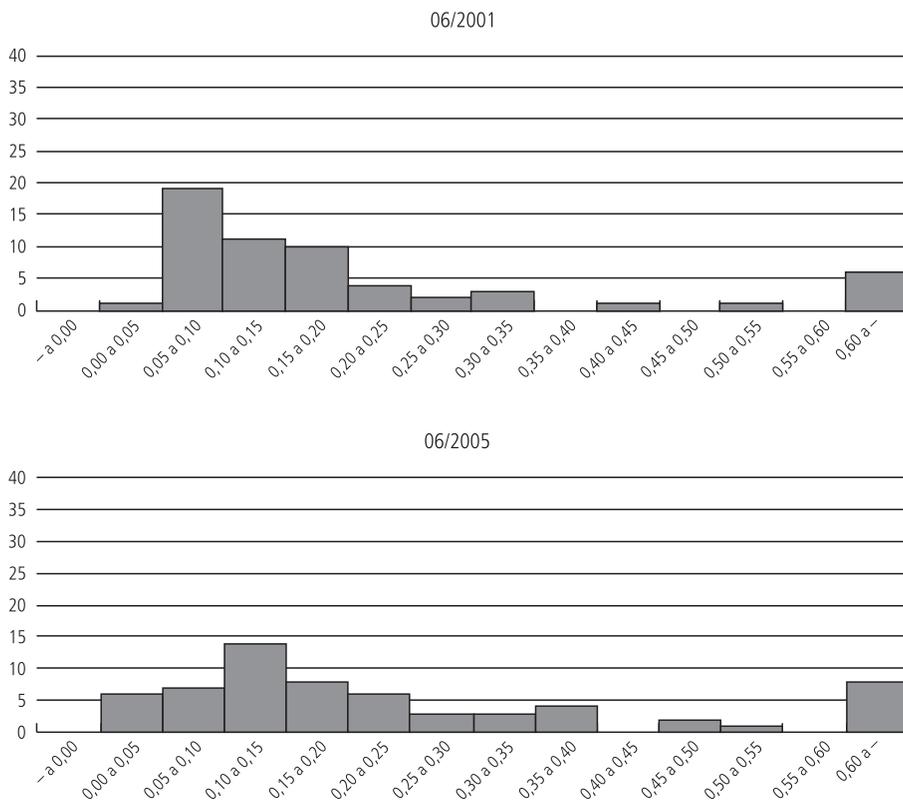
Nesse ambiente de mudança regulatória cujos reflexos podem afetar a definição das estratégias dos bancos, para uma melhor compreensão da evolução do grau de capitalização e do IB escolhidos pelos bancos brasileiros, será feita a seguir uma descrição da função de distribuição desses indicadores.

Observe-se que a distribuição do capital (PL/Ativos) apresenta moda na faixa de 5% a 10%, sendo que grande parcela dos bancos mantém capital na faixa de 5% a 20%, indicativo de que os bancos brasileiros estão bem capitalizados.

Por sua vez, o conceito de Patrimônio de Referência (PR)⁷ evoluiu no Brasil, permitindo a inclusão, como Capital Nível II, das fontes de recursos estáveis oriundas do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE), do Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO) e do Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO). Recentemente, a discussão envolveu a definição do perfil da emissão de bônus perpétuos no mercado externo, também como Capital Nível II.

7. Resolução nº 2.837, de 30 de maio de 2001, definiu o PR como o somatório do Capital Nível I e do Capital Nível II. Observe-se que a diferença entre a usual razão de capital (patrimônio líquido sobre ativos) e a razão regulatória (patrimônio de referência PR sobre o patrimônio líquido exigido) está na definição e nas alterações estabelecidas pelos reguladores para PR e PLE, o que gera diferenças conceituais entre PL e PR, bem como, entre Ativo e PLE.

GRÁFICO 1

Evolução da razão patrimônio líquido sobre ativos (CAP)

Fonte: Elaborados pelo autor, com amostra obtida junto ao BCB.

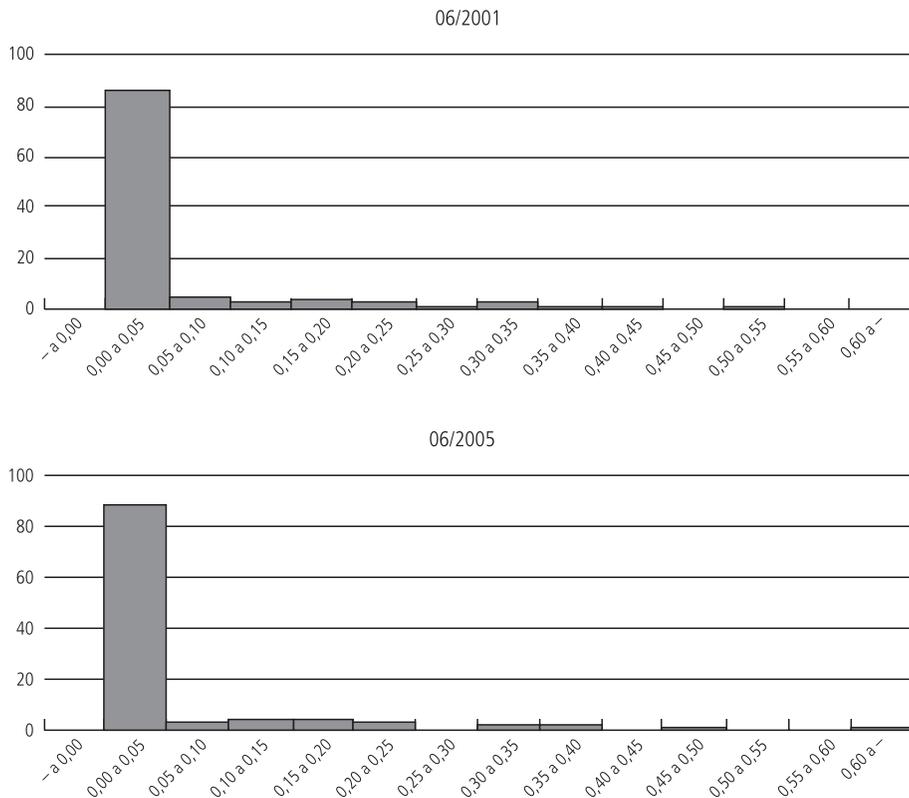
A distribuição do PR, exposta no gráfico 2, também mostra que o nível de capital regulatório (Capital Nível I e II) apresenta um comportamento semelhante ao nível de capital dos bancos, com a moda ficando entre 0% e 5%. Entretanto, apresenta mais concentração nessa faixa percentual do que na concentração do capital (PL/Ativos).

Esses recursos classificados como Capital Nível II têm características de dívida subordinada e aproximam-se do conceito de capital dos acionistas.

Outras regulamentações muito relevantes ocorreram e afetaram a avaliação dos riscos das instituições financeiras. O impacto representou a limitação da exposição em ouro e variação cambial, o risco de mercado, a contabilização de operações por marcação a mercado (desconto dos fluxos de caixa futuro por uma curva de desconto que considera a média dos preços de mercado, em vez do critério de contabilizar os juros do passado até o presente), o risco de liquidez, a segregação na administração dos fundos de investimento, a adoção de controles internos e,

GRÁFICO 2

Distribuição do patrimônio de referência (tier 1+tier 2)



Fonte: Elaborados pelo autor, com amostra obtida junto ao BCB.

futuramente, a separação entre carteiras de negociação (*trading book*) e carteiras de intermediação financeira (*banking book*).⁸

Logo, observa-se que a partir do ano de 2001, praticamente todos os tipos de riscos já apresentam uma regulamentação (mesmo com alterações posteriores), que pode ter gerado reflexos no estabelecimento das metas de capital e risco dos bancos.

Considerando os vários riscos que a regulamentação vem procurando controlar, o PLE (medida de risco) tem evoluído para quantificar a real exposição dos bancos aos diversos riscos a que está exposto, e passou da mensuração somente do risco de crédito – ativo ponderado pelo risco (APR) – e de crédito em *swap*, para contemplar os riscos de mercado em taxa de juros e em câmbio. Além disso, está

8. As respectivas normas foram: Resolução nº 2.606/99 (2.891/01 e 3.488/07), Resolução nº 2.692/00, Circular nº 3.068/01 (3.082/02), Resolução nº 2.804/00, Resolução nº 2.451/97 (2.486/98), Resolução nº 2.554/98 e Circular nº 3.365/07.

previsto que o PLE irá incluir o risco de mercado em ações e *commodities*, além do risco operacional.⁹

Assim, a tradicional razão de capital tem por objetivo acompanhar a participação dos recursos dos acionistas em relação aos recursos totais do banco, enquanto a razão regulatória inclui recursos estáveis que não pertencem aos acionistas e considera como exposição ao risco as operações ativas e passivas. Logo, percebe-se que a razão de capital regulatória pode ser definida tanto como uma razão de capital quanto como uma medida de risco, por contemplar ambas as medidas.

A distribuição da medida de risco (PLE/Ativos), descrita no gráfico 3, mostra que o risco dos bancos brasileiros fica na faixa de 0% a 5% dos ativos, o que indica que o capital dos bancos pode ser suficiente para enfrentar os riscos a que estão expostos. Além disso, a quase totalidade dos bancos fica na faixa de 0% a 15%, reforçando que o nível de capitalização dos bancos brasileiros pode ser suficiente para enfrentar os riscos a que estão sujeitos. Esse nível de exposição ao risco dos bancos brasileiros pode ser parcialmente explicado pela grande proporção de títulos públicos federais (considerados de risco 0%) nos ativos das instituições financeiras, fato que pode indicar que o nível de crédito pode estar abaixo do ótimo para o sistema.

O perfil de risco dos bancos brasileiros, conforme mostra o gráfico 4, decorre basicamente da exposição dos bancos em operações de crédito. Essa conclusão está associada ao fato de que o PLE é composto, principalmente, pela exigência regulatória para risco de crédito (PLE de Crédito ou APR).

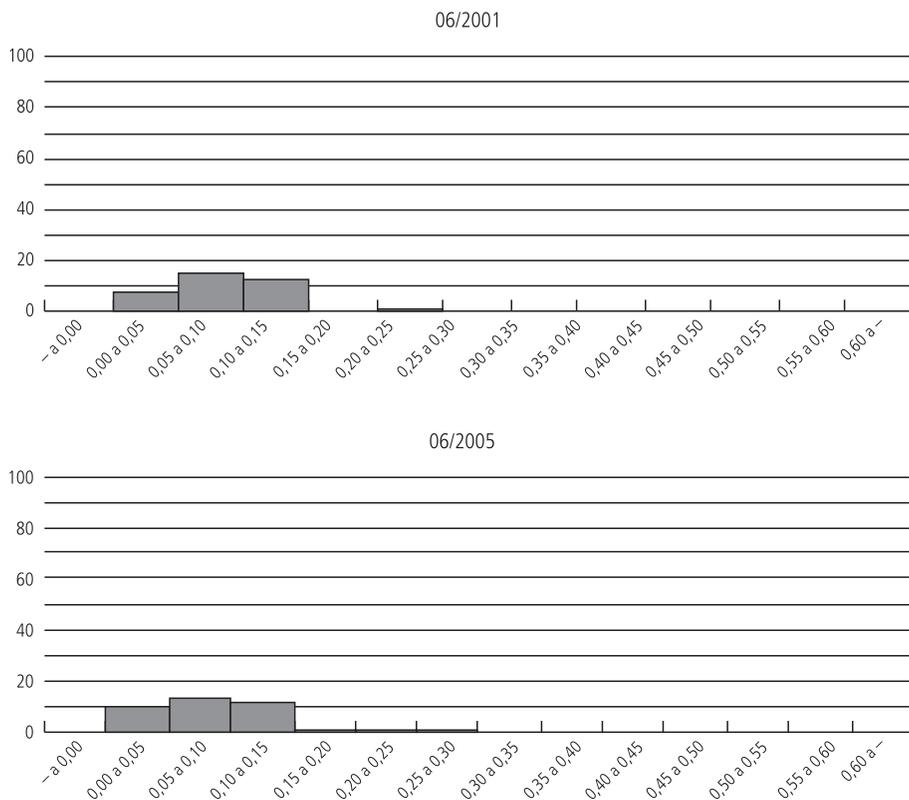
Outra questão relevante é entender a evolução da distribuição do IB ao longo do período da amostra (ver gráfico 5).

A distribuição do IB entre os bancos brasileiros mostra que muitos bancos têm mantido muito mais capital do que a exigência mínima de 0,11 (ou 11%), conforme o gráfico 5. Isso é um indicativo de que o requerimento de capital regulatório não é a única variável que afeta o nível de capital dos bancos brasileiros, outros fatores têm feito os bancos manterem mais capital do que o mínimo exigido.

Essa constatação de que os bancos brasileiros têm mantido mais capital que o exigido pelos órgãos reguladores merece maiores investigações. Na próxima seção, será elaborado um modelo de escolha de capital que considere a interdependência entre os riscos e o grau de capitalização dos bancos.

9. Resolução nº 3.490/07.

GRÁFICO 3

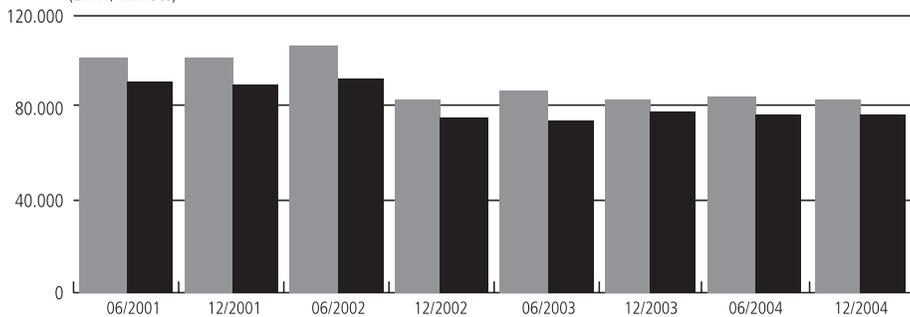
Evolução do patrimônio líquido exigível sobre ativos

Fonte: Elaborados pelo autor, com amostra obtida junto ao BCB.

GRÁFICO 4

Evolução do PLE total e do PLE de crédito

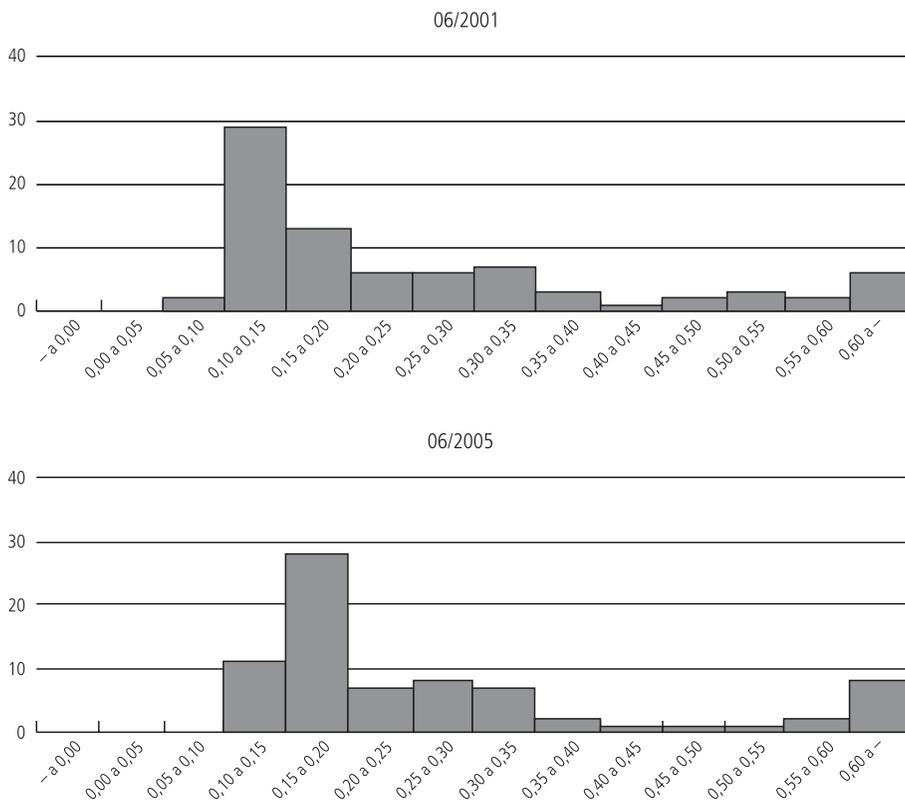
(Em R\$ milhões)



Fonte: Dados elaborados pelo autor com informações obtidas junto ao BCB, com base em informações prestadas pelas instituições financeiras.

■ PLE_Total ■ PLE_Rcred

GRÁFICO 5
Distribuição do Índice de Basileia dos bancos brasileiros



Fonte: Elaborados pelo autor, com amostra obtida junto ao BCB.

5 ESTIMANDO A DINÂMICA DO CAPITAL E RISCO NOS BANCOS BRASILEIROS

Esta seção faz uma investigação empírica dos assuntos discutidos nas seções anteriores, mas se restringe à análise do sistema bancário brasileiro e ao período da amostra.

Para investigar empiricamente as metas de capital e de risco, utilizou-se um painel de dados balanceado, contendo informações de bancos comerciais, bancos múltiplos com carteiras comerciais e a caixa econômica existente no sistema bancário brasileiro (68 bancos). Esse banco de dados foi obtido junto ao BCB com observações extraídas do documento 4010 (balancete de instituições financeiras no país) e das Informações Financeiras Trimestrais (divulgadas pelas instituições), seguindo o Plano Contábil das Instituições Financeiras (Cosif).

As informações referem-se ao período de junho de 2001 até junho de 2005,¹⁰ pois a partir de 2001 quase todos os riscos já possuem regulamentações que podem

10. Foram considerados bancos com informações completas (todos os dados).

ter reflexos sobre a estratégia de capital e riscos dos bancos. Essas informações estão discriminadas por semestre, por instituição bancária, no Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ) e por conta do Cosif. Os valores de cada observação foram levados a junho de 2005 pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), da Fundação Getulio Vargas (FGV).

O modelo econométrico consiste em um painel dinâmico de duas equações, conforme definido pelas equações (11) e (12), para o risco e capital corrente, considerando como variáveis explicativas a regulação, os aspectos corporativos, a estrutura e o grau de concentração do mercado:

$$CAP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 REG_{i,t} + \alpha_2 LNSIZE_{i,t} + \alpha_3 \Delta RISCO_{i,t} + \alpha_4 CAP_{i,t-1} + \alpha_5 ROE_{i,t} + \alpha_6 BHC_{i,t} + \eta_l + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

$$RISCO_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 REG_{i,t} + \beta_2 LNSIZE_{i,t} + \beta_3 CAP_{i,t} + \beta_4 \Delta RISCO_{i,t-1} + \beta_5 PCLD_{i,t} + \beta_6 BHC_{i,t} + \psi_i + v_{i,t} \quad (14)$$

onde *BHC* é uma variável *dummy* que representa o aspecto da governança corporativa, assumindo 1 se o banco pertence a um grupo de bancos; *CAP* é a razão entre o patrimônio líquido sobre o ativo total deduzido das contas de compensação (o que indica a estrutura de capital do banco), ao logaritmo natural do total de ativos deduzidos das contas de compensação para avaliar a dispersão geográfica do banco, está relacionada ao aspecto do *too big to fail*; *LNSIZE* representa o tamanho do banco; *PCLD* é a razão entre as provisões de créditos de liquidação duvidosa sobre o total de operações de crédito, não inclui operações de arrendamento mercantil e outros créditos; *REG* é a variável regulatória que atua como paracheque de capital por ser a diferença entre o nível de capital do banco e o nível mínimo do sistema de 11%; *RISCO* é a razão entre o patrimônio líquido exigido sobre o total de ativos deduzidos das contas de compensação para avaliar o risco de crédito e de mercado; *ROE* é a razão do lucro sobre o patrimônio líquido para representar o custo de oportunidade do capital; ΔCAP e $\Delta RISCO$ são as variações do capital e do risco no semestre, respectivamente; onde η e ψ são efeitos individuais, que resumem a influência de variáveis não observadas nas variáveis *CAP* e *RISCO*, respectivamente; e ε e v são termos de erro.

Empregando equações similares às (13) e (14) para analisar a dinâmica do capital e do risco, Shrieves e Dahl (1992), com amostra de 1.800 bancos comerciais, Jacques e Nigro (1997), com 2.570 bancos comerciais, Rime (2001), com 154 bancos suíços e Heid, Porath e Stolz (2004), com bancos alemães de poupança, estimaram os parâmetros através de diferentes métodos econométricos. Shrieves e Dahl utilizaram o método dos mínimos quadrados em dois estágios, Jacques e Nigro e Rime optaram

pelo método dos mínimos quadrados em três estágios e Heid, Porath e Stolz estimaram pelo Generalized Method of Moments (GMM) ou Métodos dos Momentos Generalizados (MMG). Seus resultados são, entretanto, bastante similares.

Em um modelo de painel dinâmico, devido à provável correlação positiva entre a variável dependente defasada e os efeitos fixos omitidos, a aplicação direta dos mínimos quadrados ordinários (MQO) produz estimativas dos coeficientes α_1 e β_1 viesadas para cima (HSIAO, 2003). Por outro lado, o método de efeito fixo (EF), que corrige para presença de heterogeneidade nas unidades transversais subtraindo os valores de suas médias temporais (para cada unidade transversal), produz estimativas de α_1 e β_1 viesadas para baixo em painéis com a dimensão temporal pequena. Além dos efeitos não observáveis das unidades, a endogeneidade das variáveis explicativas, pela presença das variáveis ΔCAP_t e $\Delta RISCO_t$ no lado direito das equações (13) e (14), também deve ser tratada para evitar um possível viés gerado por problema de simultaneidade. Como método de estimação para painéis dinâmicos, Arellano e Bond (1991) sugerem diferenciar as equações do modelo, para retirar η e ψ , e então, devido às correlações entre as variáveis endógenas e o termo de erro, estimar seus parâmetros através do método dos momentos generalizados-diferenciado (MMG-D). Nesse caso, além das suposições usuais em painéis dinâmicos,¹¹ o método MMG-D adota as seguintes condições de momento: $E [CAP_{it-s} \Delta \epsilon_{it}] = 0$, $E [\Delta RISCO_{it-s} \Delta \epsilon_{it}] = 0$, $E [\Delta CAP_{it-s} \Delta v_{it}] = 0$, e $E [RISCO_{it-s} \Delta v_{it}] = 0$, para $t = 3, 4, \dots, T$ e $s \geq 2$. Desta forma, as variáveis defasadas CAP_{it-s} , $\Delta RISCO_{it-s}$, ΔCAP_{it-s} e $RISCO_{it-s}$, $s \geq 2$, além das outras variáveis exógenas do modelo, são instrumentos disponíveis para serem empregados na estimação das equações (13) e (14) em primeira diferença.

Blundell e Bond (1998), entre outros, têm documentado na literatura um problema estatístico com esse método. Eles sugerem que quando as variáveis explanatórias são persistentes ou a variância relativa dos efeitos fixos aumenta, os valores defasados dessas variáveis são instrumentos fracos para as equações de regressão em primeira diferença. Isso prejudica os estimadores de MMG-D tanto em termos de viés em pequenas amostras como em termos de eficiência assintótica. Blundell e Bond (1998) sugerem o método dos momentos generalizados-sistema (MMG-S), que reduz o viés e a ineficiência associada com o estimador MMG-D. Esse estimador combina em um sistema de equações em nível e em primeiras diferenças. No caso das equações (13) e (14), para as equações em diferenças os instrumentos empregados são os mesmos descritos anteriormente. Para as equações em nível, os instrumentos adicionais, sugeridos por Arellano e Bover (1995), são as variáveis CAP_{it-s} , $\Delta RISCO_{it-s}$, ΔCAP_{it-s} e $RISCO_{it-s}$, $s \geq 2$, diferenciadas de primeira ordem. Essa segunda parte do sistema requer que condições de momento adicionais sejam

11. Para o caso das equações (13) e (14), as hipóteses adotadas usualmente para estimação através do método GMM são: $E[\eta] = E[\epsilon_{it}] = E[\eta_i \epsilon_{it}] = 0$, $E[\psi] = E[v_{it}] = E[\psi_i v_{it}] = 0$, $E[\epsilon_{it} \epsilon_{it}] = 0$, e $E[v_{it} v_{it}] = 0$, para $i = 1, 2, \dots, N$ e $\forall t \neq s$. Adicionalmente, existe uma hipótese padrão relativa às condições iniciais sobre as variáveis dependentes: $E[CAP_{it} \epsilon_{it}] = 0$ e $E[RISCO_{it} v_{it}] = 0$, para $i = 1, 2, \dots, N$ e $t = 1$ (AHN; SCHMIDT, 1995).

válidas apenas sob a suposição de ausência de correlação entre as variáveis em primeiras diferenças e os efeitos fixos, embora, a correlação entre as variáveis do lado direito das equações em nível e os efeitos fixos seja permitida.¹²

Microdados em painéis compostos por informações de empresas, tais como vendas, produção, emprego, capital etc. são caracterizados por forte persistência,¹³ como demonstrado por Blundell e Bond (1999), Griffith (1999) e Bond (2002). Portanto, neste estudo, as equações (13) e (14) são estimadas através do método MMG-S em dois estágios propostos por Blundell-Bond (1998). A avaliação do desempenho dos estimadores MMG-S neste estudo baseia-se na comparação das estimativas para o coeficiente das variáveis CAP_{it-1} e $RISCO_{it-1}$ e aquelas obtidas por métodos alternativos cujas propriedades são conhecidas em modelos de painel dinâmico. Como discutido, as estimativas de MQO e EF são viesadas para cima e para baixo, respectivamente, fornecendo aproximadamente limites superior e inferior para os coeficientes α_1 e β_1 .¹⁴ Note-se que na estimação do painel dinâmico através do MMG-S, as variáveis ΔCAP_{it} e $\Delta RISCO_{it}$ recebem tratamento similar ao aplicado às variáveis CAP_{it-1} e $RISCO_{it-1}$.

A adoção do método MMG-D foi descartada, pois este artigo trata de variáveis que, de acordo com a literatura da microeconometria e séries temporais, são persistentes (por exemplo, o coeficiente de inclinação no modelo AR(1) seria grande, próximo de 0,9). Nesse caso, os instrumentos empregados no método MMG-D seriam fracos e o viés continuaria presente nas estimativas, conforme Blundell e Bond (1998). Por sua vez, o método MMG-S é uma extensão do MMG-D que corrige esse problema.

Os resultados da estimação do nível de capital e da exposição ao risco estão discriminados na tabela 3. Primeiramente, observa-se que as estimativas para os coeficientes das variáveis dependentes defasadas, CAP_{it-1} e $RISCO_{it-1}$, obtidas pelos métodos MMG-S (colunas 4 e 7) encontram-se entre os limites estabelecidos pelas estimativas dos métodos de MQO (colunas 2 e 5) e EF (colunas 3 e 6), indicando que o viés causado pela presença de variáveis endógenas no lado direito da regressão e pelos efeitos fixos não observáveis foram possivelmente corrigidos. Ressalta-se, ainda, que balizar a correção do viés pela estimativa MQO e EF não é uma regra bem estabelecida, mas é recomendada por alguns autores. Uma referência principal, de um dos desenvolvedores do método, seria Bond (2002). O autor emprega esse

12. A consistência do estimador MMG-S depende da suposição de ausência de correlação serial do termo de erro e validade dos instrumentos adicionais requeridos por esse método. Essas hipóteses podem ser testadas pelo teste de Sargan. A não rejeição dessas hipóteses indica a validade das suposições de ausência de correlação serial e validade dos instrumentos. Ver Blundell e Bond (1998) e Blundell, Bond e Windmeijer (2000) para mais detalhes.

13. Estimativas dos parâmetros dos modelos autoregressivos de primeira ordem para as variáveis CAP e $RISCO$ foram 0,91 e 0,79, respectivamente. Embora essas séries sejam persistentes, o teste de raiz unitário em painel de Im, Pesaran e Shin (2003) indicou que elas são estacionárias.

14. Esse procedimento é conhecido como *bounding procedure*. Para uma discussão detalhada ver Bond, Hoeffler e Temple (2001).

guia em suas discussões para o caso de um modelo autorregressivo puro e para um modelo dinâmico com presença de outras variáveis explicativas (endógenas, pré-determinadas ou exógenas).

TABELA 3

A dinâmica do risco e do capital nos bancos brasileiros – 2001-2004

Variáveis	CAP			RISCO		
	MQO	EF	MMG-S	MQO	EF	MMG-S
CAP_{t-1}	0,759*	0,172	0,501*			
	(0,0217)	(0,0317)	(0,079)			
$RISCO_{t-1}$				0,767	0,307	0,612*
				(0,0253)	(0,0437)	(0,0605)
ΔCAP_t				0,140	0,098	0,128*
				(0,0176)	(0,0167)	(0,0497)
$\Delta RISCO_t$	0,698*	0,327	0,638*			
	(0,0787)	(0,0610)	(0,2268)			
REG_t	0,133*	0,093	0,245*	-0,0296	-0,0619	-0,048*
	(0,0147)	(0,0167)	(0,0590)	(0,0059)	(0,0088)	(0,0129)
$LNSIZE_t$	-0,006*	-0,096	-0,017*	-0,0024	-0,020	-0,0059*
	(0,0015)	(0,0065)	(0,0050)	(0,0007)	(0,0035)	(0,0012)
ROE_t	-0,012*	-0,025	-0,015*			
	(0,0022)	(0,0029)	(0,0035)			
$PCLD_t$				0,0003	-0,0004	0,0009*
				(0,0017)	(0,0016)	(0,00049)
BHC_t			0,042*			0,0139**
			(0,0214)			(0,0070)
Estatística-F	F(13, 531) =	F(12, 464) =	F(14, 68) =	F(13, 531) =	F(12, 464) =	F(14, 68) =
	858,35	64,13	177,07	529,47	15,66	371,33
AR(1)			0,028			0,007
AR(2)			0,898			0,125
Teste de Hansen			0,189			0,507
Diff-in-Sargan ¹			0,256			0,276
Diff-in-Sargan ²			0,261			0,289

Fonte: Elaborada pelo autor, com amostra obtida junto ao BCB.

Notas: a) Os valores em parênteses são os desvios-padrão corrigidos pelo método de Windmeijer (2005); $k = 0, 1, 2$.

b) Os valores para o teste de Hansen são os valores-p para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos.

c) A linha Diff-in-Sargan¹ apresenta os valores-p para exogeneidade dos instrumentos na equação em diferenças (requerido no MMG-D e MMG-S).

d) A linha Diff-in-Sargan² apresenta os valores-p para exogeneidade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método MMG-S.

e) Os valores apresentados nas linhas AR(1) e AR(2) são os valores-p para as autocorrelações de primeira e segunda ordem nos erros das equações em primeira diferença.

f) Nas colunas EF são apresentados os resultados das estimativas via efeito fixo; nas colunas MMG-D, as estimativas pelo MMG-D; e nas colunas MMG-S, as estimativas pelo MMG-S.

g) Os valores abaixo das estatísticas-F são seus respectivos graus de liberdade.

h) * indica significância ao nível de 5% e ** significância ao nível de 10%.

Assim, tratar o modelo como equações simultâneas e estimá-las por MQO em três estágios não controlaria a heterogeneidade presente nas unidades transversais, que poderia ser corrigida por Efeito Fixo ou Efeito Aleatório. O método empregado neste estudo é o MMG-S que, além de corrigir o problema citado, corrige a presença de variáveis endógenas e/ou pré-determinadas no lado direito da equação de regressão. Alguns autores relatam até uma melhora de desempenho na estimação do modelo em termos de vies e eficiência, no caso da presença de erros de medida das variáveis. Ademais, é bem estabelecido na literatura que o método MMG-S é o mais adequado para painéis dinâmicos com bastantes unidades transversais e curto período de tempo, como é o caso da amostra empregada.

Outro aspecto relevante na tabela 3 foi a inclusão de oito variáveis *dummies* para o tempo (cada semestre da amostra) para controlar os efeitos macroeconômicos que afetam as unidades transversais (os bancos). Observe-se que a suposição de ausência de correlação entre os erros idiossincráticos torna o teste de autocorrelação mais confiável e a estimação dos erros-padrão dos coeficientes mais robusta. A inclusão de variáveis binárias para o tempo torna essa hipótese mais provável de ser satisfeita.

A variável *REG* mostra o montante de recursos que o banco dispõe a mais do que o exigido pelo Índice Mínimo de Basileia e que pode ser usado para prover recursos em caso de dificuldades financeiras. Quando o regulador pressiona o sistema financeiro, aumentando as exigências de capital – aumento do Índice Mínimo de Basileia, os bancos passam por uma redução no seu paracheque de capital, incrementando os custos de uma eventual dificuldade financeira (ver custos de regulação de BLUM; NAKANE, 2005).

Os resultados obtidos denotam uma relação negativa entre a *REG* e o nível de risco, indicando que um aumento no paracheque de capital induz os bancos a assumirem menos risco. Por outro lado, os resultados também demonstram que o maior paracheque de capital (*REG*) induz os bancos a aumentarem sua dotação de capital.

As diferenças organizacionais entre os bancos independentes e os grupos de bancos (BHC) mostram um relacionamento positivo e estatisticamente significativo para explicar o nível de capital, sinalizando que as corporações mantêm mais capital. Em relação à exposição ao risco, a variável corporativa foi positivamente significativa.

Além das variáveis citadas, que são comuns às duas estimações (capital e risco), outras variáveis têm seus efeitos restritos a uma das equações que compõem o sistema. Tais variáveis são *ROE*, $\Delta RISCO$ e CAP_{t-1} para explicar *CAP* e ΔCAP , $RISCO_{t-1}$ e *PCLD* para explicar *RISCO*.

Na explicação do nível de capital, o custo de oportunidade do capital (ROE) apresentou um sinal negativo e significativo ao nível de 5%, mostrando que o custo de oportunidade do capital desencoraja os bancos brasileiros a carregar capital em excesso. Outra variável analisada, a variação do risco ($\Delta RISCO$), indica que quanto maior for a variação do nível de risco, maior será o nível de capital. Por último, o capital do período anterior, CAP_{t-1} , mostra que quanto maior o capital do período anterior, maior será o nível de capital do período corrente.

Na explicação do nível de risco, a variação positiva do capital (ΔCAP) tende a induzir maior nível de risco e as provisões ($PCLD$) foram positivamente relacionadas, indicando que quanto maior o nível de provisões maior será o grau de risco do sistema. O grau de risco no período anterior, $RISCO_{t-1}$ apresentou um relacionamento positivo e significativo, indicando que quanto maior o risco do período anterior maior é o nível de risco no período corrente.

Para entender melhor os resultados dos efeitos das variações de capital e risco (ΔCAP e $\Delta RISCO$), note-se que ao estabelecer metas para o nível de capital e de risco, é mais provável que o banco alcance a meta de capital do que a meta de risco, dado que o nível de exposição aos riscos financeiros é uma decisão menos controlada pelo banco. Assim, os resultados podem indicar que os bancos aumentam seu capital com a meta estratégica de obter maiores retornos por intermédio da maior exposição aos riscos financeiros. Entretanto, esse novo patamar de risco pode ficar acima da meta estabelecida para o nível de risco desejado (maior incerteza), levando a uma redução maior do que o esperado no paracheque de capital (valor acima do mínimo regulatório de 11%) que, por sua vez, exercerá o incentivo de fazer o banco desejar reduzir seu nível de risco. Mas a redução na exposição ao risco desejada pode não ser atingida dependendo do tipo de risco que esteja atuando com maior intensidade na indústria bancária.

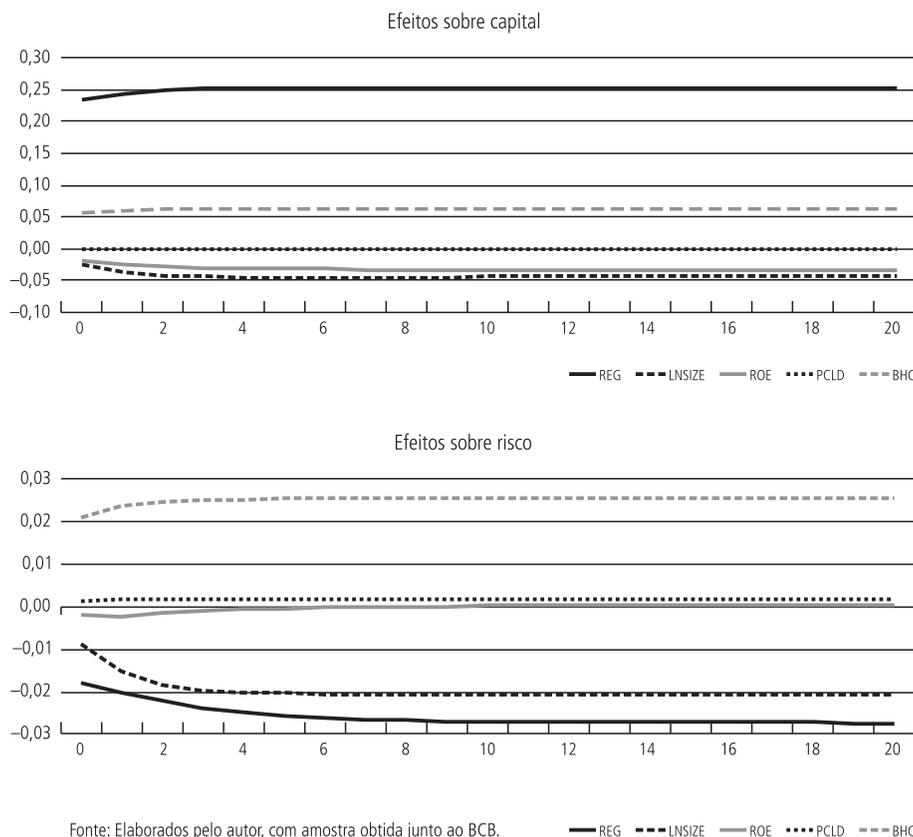
Uma análise direta dos coeficientes estimados não é muito informativa quanto à influência das variáveis do modelo sobre o nível de capital ou de risco nos bancos, por se tratar de duas equações determinadas simultaneamente. Observe-se que a variável CAP , por exemplo, é afetada diretamente por mudanças na variável REG e também, indiretamente, pelos efeitos de alterações do REG sobre a variável $RISCO$. Assim, para visualizar a magnitude dos efeitos em CAP e $RISCO$ é necessário fazer um exercício adicional, resolver o sistema das equações estimadas e simular o comportamento dessas variáveis em resposta às mudanças (choques exógenos) nas variáveis explicativas e endógenas.

Os resultados da simulação, assumindo-se uma variação de um desvio-padrão em CAP , $RISCO$, REG , $LNSIZE$, BHC , ROE e $PCLD$, são apresentados no gráfico 6 e mostram os efeitos acumulados de mudanças nas variáveis explicativas no tempo t_0 (ou 1º semestre da amostra) sobre CAP e $RISCO$ ao longo de dez

semestres. Note-se que, ao longo dos semestres, a magnitude do efeito tende a se estabilizar. No caso do *CAP*, por exemplo, uma mudança em *REG* tem um efeito de um pouco mais de 0,25, bem acima do efeito das outras variáveis que exercem influência. No caso do *RISCO*, mudanças em *REG* e *BHC* têm efeitos similares (em termos absolutos) de, aproximadamente, 0,026. O impacto de *LNSIZE* no *RISCO* também se destaca.

GRÁFICO 6

Efeitos acumulados sobre o nível de capital e de risco dos bancos



Logo, a avaliação dos motivos que têm levado os bancos brasileiros a manterem mais capital do que o mínimo exigido pelo regulador indica que o paracheque de capital (ou *REG*) é o principal componente que explica o excesso de capital nos bancos brasileiros, seguido, em menor grau, pelo tamanho do banco e pelo fato de pertencer a um conglomerado bancário. A importância do paracheque de capital mostra que os bancos podem esperar que um excesso de capital atue como um seguro contra os riscos a que estão expostos.

Entretanto, essa maior capitalização não implica, necessariamente, que o sistema estará mais robusto para enfrentar crises tipicamente bancárias, como a corrida aos bancos ou a crise de solvência decorrente do aumento da inadimplência em crédito, uma vez que existe uma relação positiva entre a variação do grau de capitalização e o nível de risco assumido pelos bancos brasileiros, em outras palavras, maior nível de capital tem levado ao maior nível de risco.

6 CONCLUSÃO

Os objetivos deste trabalho consistem em esclarecer o que tem levado os bancos brasileiros a manterem um nível de capital muito superior ao mínimo estabelecido pelo regulador e investigar se o elevado nível de capital dos bancos aumenta ou reduz o nível de riscos.

Dentre as variáveis estratégicas dos bancos que afetam o nível de capital, observa-se o impacto do tamanho do banco, o custo de oportunidade do capital e o controle corporativo, mostrando que quanto maior o banco, menor é sua parcela relativa de capital devido à facilidade de acesso aos mercados de capitais; que o custo de oportunidade do capital desencoraja manter capital em excesso; e que os bancos que participam de grupos bancários apresentam uma razão maior de capital e, portanto, maior aversão ao risco.

Na avaliação do grau de risco nos bancos brasileiros, observa-se o tamanho do banco, indicando que quanto maior é o banco, maior é sua capacidade de diversificar os riscos.

Mas a relevância deste artigo é mostrar que as conclusões de Koehn e Santomero (1980) e Kim e Santomero (1988) são verificadas no mercado bancário brasileiro, ou seja, o maior nível de capital aumenta a exposição aos riscos, em vez de reduzi-lo, como esperado por Furlong e Keeley (1987, 1989) e Keeley (1990). Além disso, esclarece que o paracheque de capital regulatório é a principal variável que tem levado os bancos a manterem uma razão de capital bem superior ao mínimo regulatório. Assim, sinaliza que o elevado número de normativos associados com a regulação de capital mínimo nos bancos – apesar de possuir os efeitos benéficos da transparência das informações, do *compliance* e controles internos e de ensinar os bancos a avaliarem sua real exposição aos riscos financeiros – não implica, necessariamente, que o sistema financeiro estará mais forte para enfrentar crises tipicamente bancárias.

Esta questão tem implicações que podem estar associadas a um mercado bancário que está direcionando menos recursos para operações de crédito do que seria ótimo para o sistema econômico brasileiro, assunto que deve ser mais investigado posteriormente.

ABSTRACT

This paper investigates assumption that an increase in capital ratio can lead to lower risk-taking and explain why Brazilian banks keep more capital than minimum regulatory requirement. Results indicate that an increase in capital ratio lead to higher portfolio risk, reinforcing Koehn and Santomero (1980) and Kim and Santomero (1988). Furthermore, shows that capital buffer is the main variable to explain the high capital level in Brazilian banks. Therefore, this article signaling the high capitalization level does not imply, necessarily, that the financial system will be stronger to face financial crises.

REFERÊNCIAS

- AHN, S. C.; SCHMIDT, P. Efficient estimation of models for dynamic panel data. *Journal of Econometrics*, v. 68, p. 5-28, 1995.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, p. 277-297, Apr. 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. *Journal of Econometrics*, v. 68, p. 29-52, 1995.
- BHATTACHARYA, S.; BOOT, A. W. A.; THAKOR, V. The economics of bank regulation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 30, n. 4, Nov. 1998.
- BLUM, D.; NAKANE, M. I. O impacto de requerimentos de capital na oferta de crédito bancário no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal. *Anais...* Natal: Anpec, 2005.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. R. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, v. 87, p. 115-143, 1998.
- _____. *GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions*. 1999 (IFS Working Paper, n. W99/4).
- BLUNDELL, R.; BOND, S. R.; WINDMEIJER, F. Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimator. In: BALTAGI, B. (Ed.). *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*. Elsevier Science, 2000.
- BOND, S. R. *Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice*. 2002 (CEM-MAP Working Paper, n. CWP09/02).
- BOND, S. R.; HOEFFLER, A.; TEMPLE, J. *GMM estimation of empirical growth models*. London, United Kingdom: Centre for Economic Policy Research (CEPR Discussion Paper, n. 3.048).
- CALOMIRIS, C. W.; KAHN, C. M. The role of demandable debt in structuring optimal banking arrangements. *American Economic Review*, v. 81, p. 497-513, 1991.
- CARVALHO, C. E.; STUDART, R.; ALVES-JÚNIOR, A. J. *Desnacionalização do setor bancário e financiamento das empresas: a experiência brasileira recente*. Rio de Janeiro: Ipea, 2002 (Texto para Discussão, n. 882).
- DEWATRIPONT, M.; TIROLE, J. *The prudential regulation of banks*. Cambridge, MA: MIT Press, 1993.
- DIAMOND, D. W.; DYBVIK, P. H. Bank runs, deposit insurance and liquidity. *Journal of Political Economy*, v. 91, p. 401-419, 1983.

FURLONG, F. T.; KEELEY, M. Bank capital regulation and asset risk. *Economic Review*, n. 2, Federal Reserve Bank of San Francisco, p. 20-40, 1987.

_____. Bank capital regulation and risk taking: a note. *Journal of Banking and Finance*, v. 13, p. 883-891, 1989.

GRIFFITH, R. Using the ARD establishment level data to look at foreign ownership and productivity in the United Kingdom. *The Economic Journal*, v. 109, p. F416-F442, 1999.

HEID, F.; PORATH, D.; STOLZ, S. *Does capital regulation matter for bank behaviour?* Evidence for German savings banks. Deutsche Bundesbank, 2004 (Discussion Paper, Series 2: Banking and Financial Supervision, n. 03).

HELLMAN, T. F.; MURDOCK, K. C.; STIGLITZ, J. E. Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation: are capital requirements enough? *American Economic Review*, v. 90, p. 147-165, 2000.

HSIAO, C. *Analysis of panel data*. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.

JACQUES, K.; NIGRO, P. Risk-based capital, portfolio risk, and bank capital: a simultaneous equation approach. *Journal of Economics and Business*, v. 49, p. 533-547, 1997.

KEELEY, M. Deposit insurance, risk and market power in banking. *The American Economic Review*, v. 80, p. 1.183-1.200, 1999.

KIM, D.; SANTOMERO, M. Risk in banking and capital regulation. *Journal of Finance*, v. 43, p. 1.219-1.233, 1988.

KOEHN, M.; SANTOMERO, M. Regulation of bank capital and portfolio risk. *Journal of Finance*, v. 35, p. 1.235-1.244, 1980.

MILNE, A.; WHALLEY, A. E. *Bank capital regulation and incentives for risk-taking*. Bank of England, 1998 (Working Paper, n. 90).

RIME, B. Capital requirements and bank behaviour: empirical evidence for Switzerland. *Journal of Banking and Finance*, v. 25, p. 789-805, 2001.

SHRIEVES, R. E.; DAHL, D. The relationship between risk and capital in commercial banks. *Journal of Banking and Finance*, v. 16, n. 2, p. 439-457, 1992.

VIDOTTO, C. A. Reforma dos bancos federais brasileiros: programa, base doutrinária e afinidades teóricas. *Economia e Sociedade*, v. 14, n. 1(24), p. 57-84, 2005.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, v. 126, p. 25-51, 2005.

(Originais submetidos em dezembro de 2006. Última versão recebida em fevereiro de 2009. Aprovado em fevereiro de 2009.)

APÊNDICE

Variáveis utilizadas na estimação

Variáveis endógenas

CAP = razão entre o Cosif 61000001 (Patrimônio Líquido) sobre a diferença entre o Cosif 39999993 (Total do Ativo) e o Cosif 30000001 (Contas de Compensação).

RISCO = razão entre o PLE divulgado pelas instituições nas informações financeiras trimestrais do BCB sobre a diferença entre o Cosif 39999993 (Total do Ativo) e o Cosif 30000001 (Contas de Compensação). Lembre-se que o PLE é uma medida de risco que quantifica a exposição dos bancos aos riscos de crédito, crédito em *swap*, de mercado em taxa de juros pré-fixadas e de mercado em câmbio.

Variáveis explicativas

BHC = assume a unidade se um CNPJ pertence a um grupo de bancos.

REG = definido como a diferença entre o índice de Basileia apurado para cada banco e o índice de Basileia mínimo de 11% definido pelo regulador.

LNSIZE = logaritmo da diferença entre o Cosif 39999993 (Total do Ativo) e o Cosif 30000001 (Contas de Compensação).

PCLD = razão entre o Cosif 16900008 (Provisões para Operações de Crédito) sobre o Cosif 16000001 (Operações de Crédito).

ROE = razão entre o Cosif 61800005 (Lucros ou Prejuízos Acumulados) e o Cosif 61000001 (Patrimônio Líquido).

AS PRESSÕES DAS EXPORTAÇÕES SETORIAIS SOBRE OS MODAIS DE TRANSPORTE: UMA ABORDAGEM HÍBRIDA E INTERSETORIAL DE INSUMO-PRODUTO*

Admir Antonio Betarelli Junior**

Suzana Quinet de Andrade Bastos***

Fernando Salgueiro Perobelli****

O trabalho analisa o quanto os modais de transporte (rodoviário, ferroviário, fluvial e marítimo) são requeridos pelos setores econômicos quando estes exportam para o Mercado Comum do Sul (Mercosul), a União Europeia (UE), o Acordo de Livre Comércio da América do Norte (Nafta) e o restante do mundo. Para atingir tal objetivo é construída uma matriz híbrida nacional para cada bloco comercial, incorporando como setores os modais de transporte. Dessa forma, o arcabouço metodológico consiste em um modelo intersetorial híbrido de insumo-produto. Com essas matrizes, calculam-se os coeficientes de requerimento os quais revelam os setores econômicos proeminentes sobre a demanda dos modais de transporte. Os resultados indicam que as questões geográficas influenciam o uso dos modais de transporte quando os setores econômicos exportam para os blocos comerciais.

1 INTRODUÇÃO

O objetivo geral do trabalho é identificar as interações das exportações dos setores produtivos brasileiros com os principais modais de transporte (rodoviário, ferroviário, fluvial e marítimo) em termos de movimentação de carga (toneladas exportadas). Para tal, será empregado o *modelo intersetorial híbrido de insumo-produto*. Esse modelo se fundamenta nos princípios teóricos do modelo de insumo-produto (IP) tradicional elaborado por Wassily Leontief. Os resultados apresentados (coeficientes) por esse modelo (medidas de intensidade de uso) indicam o quanto os modais de transportes são requeridos pelos setores produtivos quando estes exportam para o Mercosul, a União Europeia (UE), o Nafta e o restante do mundo.

Um adequado sistema de transporte é condição necessária para o desenvolvimento de um país ou região, uma vez que é indispensável uma rede bem estruturada de transportes para induzir a uma maior integração intersetorial e regional em toda a economia de uma nação. Aliás, investimentos neste tipo de infraestrutura podem

* Os autores agradecem a Eduardo Simões de Almeida, Rogério Silva de Mattos e Edson Paulo Domingues pelos comentários e à Capes pelo apoio financeiro.

** Doutorando da Faculdade de Ciências Econômicas da UFMG.

*** Professora do Curso de Mestrado em Economia Aplicada da UFJF e da Faculdade de Economia e Administração da UFJF e pesquisadora do CNPq e da Fapemig.

**** Professor do Curso de Mestrado em Economia Aplicada da UFJF e da Faculdade de Economia e Administração da UFJF, Bolsista de Produtividade do CNPq e Pesquisador da Fapemig.

impulsionar o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) e das exportações de um país pelo aumento da competitividade dos setores econômicos (ANDRADE, 2007; BANISTER; BERECHMAN, 2001; TOYOSHIMA; FERREIRA, 2002).

Os investimentos no sistema de transportes brasileiro, desde a década de 1970, vêm enfrentando barreiras para sua viabilização. O principal problema concentra-se tanto na fonte de recursos como na natureza desse tipo de investimento (isto é, elevado risco e um montante de capital inicial grande). A partir desse período observa-se que, salvo algumas exceções, o governo federal não demonstra capacidade de investimento para acompanhar o desempenho da economia. De acordo com Almeida (2003), entre 1960 e 1980, os investimentos em transportes passaram de 6,7% para 1,7% do PIB.

Apenas nos anos de 1973 a 1976, período que corresponde a parte do “milagre” econômico e à implantação do II Plano Nacional de Desenvolvimento (PND), os investimentos federais tiveram um comportamento atípico. A começar de 1978, com as crises oriundas do esgotamento da estratégia de substituição de importação e a crise da inflação, os investimentos na infraestrutura de transporte sofreram quedas e se deterioraram continuamente, sobretudo, após 1986 (tabela 1).

TABELA 1

Investimentos federais na infraestrutura de transporte

Anos	Total em Cr\$ (bilhões de 1982)	Índice 1973 = 100	Anos	Total em Cr\$ (bilhões de 1993)	Índice 1983 = 100
1973	437	100	1983	754.819	100
1974	479	110	1984	619.156	82
1975	540	146	1985	520.686	69
1976	585	157	1986	808.293	107
1977	604	138	1987	569.021	75
1978	562	129	1988	233.444	31
1979	516	118	1989	61.689	8
1980	527	121	1990	217.226	29
1981	500	114	1991	230.255	31
1982	459	105	1992	180.397	24

Fontes: 1973 a 1982: Severo, citado por Mello (1984); e 1983 a 1992: *Anuários Estatísticos dos Transportes* (1986-1994) apud Toyoshima e Ferreira (2002).

Além disso, é possível constatar que, embora os investimentos federais tenham crescido 48,1% entre 1996 e 2000, não se converteram em expansão da capacidade da infraestrutura frente a sua demanda, pois nota-se que suas relações com a riqueza nacional se mantiveram praticamente no mesmo patamar. Essa avaliação se torna mais restritiva quando se leva em conta que, além de o governo federal ser

o principal financiador na expansão da capacidade dos transportes, também deve investir nas reformas e conservações necessárias ao setor (tabela 2).

TABELA 2
Investimentos federais no setor de transporte
(Em R\$ milhões)

Tipo	1996	% do PIB	1997	% do PIB	1998	% do PIB	1999	% do PIB	2000	% do PIB
Rodoviário	1.005,9	0,13	1.452,6	0,17	1.764,4	0,19	1.397,8	0,14	1.840,3	0,17
Ferrovário	82,6	0,01	156,0	0,02	143,8	0,02	65,6	0,01	59,8	0,01
Aquaviário ^a	310,8	0,04	473,2	0,05	500,3	0,05	269,4	0,03	435,9	0,04
Aeroviário	668,1	0,09	475,0	0,05	588,8	0,06	440,2	0,05	725,0	0,07
Total	2.067,4	0,27	2.556,8	0,29	2.997,3	0,32	2.173,0	0,23	3.061,0	0,29

Fontes: MAer, Infraero, DMM, DP, CVRD, RFFSA, DNER, *apud* Ministério dos Transportes.

^a Refere-se a marinha mercante, hidroviário interior e portuário.

Diante do decréscimo contínuo do grau de participação relativa dos investimentos no setor de transportes ao longo dos últimos 30 anos, o desenvolvimento da infraestrutura setorial não foi suficiente para responder de maneira adequada às necessidades advindas do processo de expansão da economia, o que acabou afetando a competitividade sistêmica dos setores produtivos brasileiros (AZEREDO, 2004).

Na atual perspectiva, a questão da oferta da infraestrutura de transporte no Brasil se degrada à medida que as pressões das exportações sobre a demanda¹ dos modais de transporte (rodoviário, ferroviário, fluvial e marítimo) aumentam, uma vez que essas provocam uma natural depreciação do capital físico (infraestrutura) e podem gerar pontos de estrangulamento (congestionamento rodoviário e portuário, falta de vagões, aumento desnecessário do tempo de estocagem, entre outros) que comprometam os fluxos de movimentação de carga das atividades setoriais brasileiras com os mercados interno e externo. Segundo Stewart (2006), o elevado ritmo de crescimento das exportações brasileiras na última década fez com que, devido à carência de investimentos, o sistema de transporte atingisse seu limite de utilização, obstruindo a própria dinâmica exportadora.

Martins (2001) salienta que a observação da demanda de transporte é um primeiro passo para a identificação de estrangulamentos, previsão de investimento e, portanto, para subsidiar possíveis ações no planejamento dos transportes. Não obstante, estudos relacionados às pressões de demanda das exportações sobre os modais rodoviário, ferroviário, fluvial e marítimo no Brasil corroboram essas decisões de planejamento.

1. A demanda por transporte é representativa das movimentações do transporte de carga e de passageiros. Entretanto, para este trabalho, será adotado como *proxy* de demanda o transporte de carga.

Sob a ótica dos planejadores públicos, um aspecto interessante refere-se à interdependência entre as exportações setoriais de cada bloco comercial e o uso dos modais de transporte. A avaliação dessa interdependência (ou interação) pode apontar quais os setores econômicos que mais exercem pressões sobre a demanda desses modais quando os mesmos exportam para Mercosul, UE, Nafta e restante do mundo. Além disso, através dessa avaliação, também se pode informar se o destino (questões geográficas) das exportações setoriais para os blocos comerciais determina, de forma distinta, a intensidade de uso (requerimento) sobre os modais.

Além desta seção introdutória, este trabalho se organiza em mais cinco seções. A segunda seção apresenta informações sobre as exportações brasileiras e os modais de transporte. Em seguida, a terceira seção aborda o *modelo intersetorial híbrido de insumo-produto*. A quarta seção trata a base de dados utilizada para aplicação do modelo. Na quinta são discutidos os resultados (coeficientes de requerimentos e seus efeitos diretos e indiretos) de Mercosul, UE, Nafta e restante do mundo. Por fim, são apresentadas as conclusões, salientando-se as contribuições e os principais resultados deste trabalho, bem como os possíveis avanços e extensões que lhe podem ser acrescentados.

2 EXPORTAÇÕES E OS MODAIS DE TRANSPORTE NO BRASIL

O transporte é um setor de serviços da economia, constituído por uma demanda intermediária entre os demais setores econômicos e os indivíduos. Assim, o nível dessa demanda depende “do crescimento demográfico e da renda como impulsionadores do hábito de viajar e do consumo e de todos os setores produtivos, tanto como consumidores de matérias-primas, bens intermediários e de serviços, como também produtores de bens finais” (MONTEIRO, 2006, p. 11). Gonçalves e Kawamoto (1995) destacam que a previsão da demanda pelos serviços de transporte pode ser uma importante ferramenta para subsidiar o planejamento dos transportes de cargas, tanto quanto, de forma menos extensiva, para o caso de passageiros.

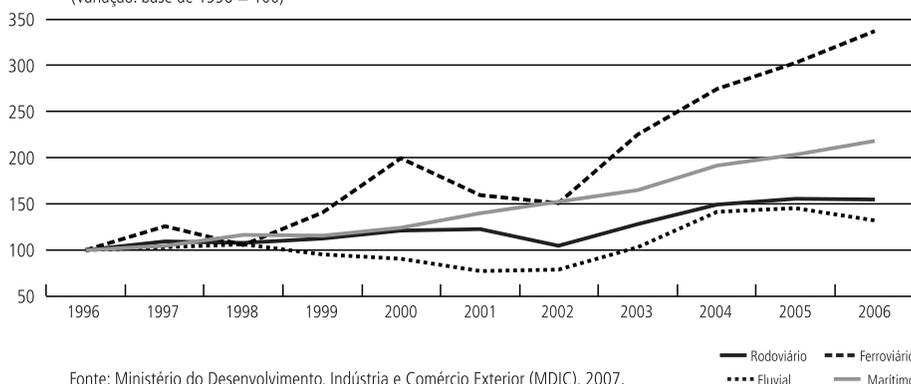
As pressões de demanda no sistema de transporte se baseiam, particularmente, na movimentação de cargas das principais vias de transporte. Essas pressões podem também se elevar devido ao aumento das exportações e das importações.² Ao longo dos últimos dez anos (1996 a 2006) a movimentação de carga exportada aumentou em 112,9%, com destaque para a via ferroviária (237,2%). O transporte marítimo, que representa em média 94,7% do total movimentado a partir do local de embarque das exportações, registrou um crescimento de 118,5%. Por outro lado, verifica-se que o crescimento do transporte rodoviário e fluvial foi relativamente menor (54,6% e 32,2%, respectivamente). O gráfico 1 expõe o crescimento acumulado das movimentações de carga pelos modais de transportes selecionados.

2. Neste trabalho, serão tratadas, em exclusividade, as pressões de demanda das exportações brasileiras.

GRÁFICO 1

Crescimento da movimentação de carga exportada entre 1996 e 2006

(Variação: base de 1996 = 100)



Os crescimentos das cargas exportadas dos principais modais de transportes a partir do local de embarque variam de acordo com as transações realizadas entre o Brasil e um específico país ou bloco de comércio. As questões geográficas (*proximity effects and boundary effects*) são fatores de grande importância para a utilização de um determinado modo de transporte. Essa assertiva se estende também para as cargas transportadas pelos modais até os locais de embarque.

A tabela 3, que engloba as movimentações de carga por modal de transporte entregues e despachadas nos locais de embarque para o exterior no ano de 2003, exhibe a distribuição por bloco de comércio. De acordo com esta tabela, como os países do Mercosul têm fronteiras e/ou estão localizados no mesmo continente que o Brasil, 31,5% das cargas são movimentadas por vias rodoviárias, enquanto 27,1% o são por vias marítimas.

Por outro lado, 51,2% da movimentação de cargas transacionadas entre a UE e o Brasil foram realizadas pelo sistema aquaviário brasileiro em 2003. Os 2,5% das vias fluviais são influenciados pelos canais hidroviários existentes nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, que detêm portos (por exemplo, os de Manaus/AM, Ladário/MS, Corumbá/MS e Cáceres/MT). Os blocos de comércio do Mercosul (4%), da UE (32%) e do Nafta (12%) representaram, juntos, 48% do total da carga movimentada para a exportação em 2003.

De modo geral, nos últimos dez anos (1996 a 2006) vêm se observando crescimentos na movimentação de cargas exportáveis sobre os principais modais de transporte (ver gráfico 1). Esses crescimentos se traduzem no aumento da demanda das exportações sobre os modais, seja para a entrega ou despacho das mercadorias a partir do local de embarque. Quando analisados os dados de 2003 por bloco de comércio, a demanda do Mercosul revela maior distribuição entre as vias de

transporte do Brasil. As exportações para UE, Nafta e restante do mundo exercem uma pressão maior no sistema aquaviário (fluvial e marítimo) brasileiro.

TABELA 3

Distribuição percentual das movimentações de carga pelos modais de transportes de cada bloco de comércio em 2003

	Mercosul	UE	Nafta	Restante do mundo
Rodoviário	31,52	14,99	28,54	15,35
Ferroviário	31,12	33,77	20,28	34,07
Fluvial	10,11	2,50	4,47	1,30
Marítimo	27,13	48,70	46,57	48,86
Outros ^a	0,11	0,04	0,13	0,43
Total	100,00	100,00	100,00	100,00

Fontes: MDIC e atividade da seção 4.

^a Aéreo e linhas de transmissão.

3 METODOLOGIA

Em todas as economias capitalistas, as transações econômicas, pela ótica da compra ou pela ótica da venda, de quaisquer produtos intermediários ou finais, requerem algum tipo de transporte (caminhões, trens, aviões, navios entre outros). Dessa forma, o sistema de transporte disponível em um país representa a principal base para as transferências físicas (nacional e internacional) dos fluxos comerciais desses produtos entre as firmas, seus fornecedores e consumidores.

As transações econômicas, em particular as do comércio exterior, são definidas pelo grau de interações ou interdependências dos setores de uma determinada economia com as outras. Avaliar essa interdependência resulta em averiguar as pressões que esses setores exercem, em última instância, sobre os principais modais de transporte (rodoviário, ferroviário, aquaviário e aeroviário).

Assim, para analisar as interações intersetoriais, serão utilizados os princípios do modelo IP de Wassily Leontief (MILLER; BLAIR, 1985). Contudo, na matriz deste modelo, serão introduzidos valores físicos (toneladas transportadas), resultando assim, no *modelo fechado intersetorial de insumo-produto híbrido*. Nesse sentido, esta seção apresentará inicialmente os princípios teóricos do modelo de insumo-produto de Leontief e, posteriormente, o modelo híbrido adaptado para o setor de transporte.

3.1 Modelo teórico de insumo-produto

A estrutura analítica matricial do modelo de insumo-produto, desenvolvida em 1930 por Leontief, fornece a descrição completa das interdependências dos setores produtivos em um determinado tempo e localidade (nação, região, estado) (MILLER; BLAIR, 1985). Segundo Chiari e Duarte (2002), esse modelo parte da hipótese de equilíbrio na qual a quantidade demandada é idêntica à quantidade produzida de bens e serviços. Ademais, esse modelo apresenta limitações como: *a)* coeficiente tecnológico constante, *b)* retornos constantes de escala, *c)* demanda final definida exogenamente e *d)* preços rígidos.

O volume de produção total (X) na matriz de insumo-produto é calculado de duas maneiras, isto é, pela ótica de destino e pela ótica de custos. No primeiro caso, soma-se o consumo intermediário (Z) com a demanda final (Y), enquanto no segundo é somado o consumo intermediário (Z) com o setor de pagamentos. No entanto, para o desenvolvimento da metodologia dos requerimentos diretos, indiretos e totais, será considerado somente o volume de produção total que indica a ótica de destino, ou seja:

$$\begin{aligned} X_1 &= Z_{11} + \dots + Z_{1i} + \dots + Z_{1n} + Y_1 \\ &\quad \vdots \\ X_i &= Z_{i1} + \dots + Z_{ii} + \dots + Z_{in} + Y_i \\ &\quad \vdots \\ X_n &= Z_{n1} + \dots + Z_{ni} + \dots + Z_{nn} + Y_n \end{aligned} \quad (1)$$

Na forma matricial, tem-se:

$$X = Z + Y \quad (2)$$

Na matriz de consumo intermediário, (Z) constitui os fluxos monetários (venda e compra) realizados entre os setores produtivos. Esse fluxo é denotado por Z_{ij} , e representa o valor do fluxo monetário observado do setor i para o setor j . Nas linhas dessa matriz, os valores monetários denotam as vendas dos n setores, enquanto as colunas expressam a parcela que compõe a produção das n atividades pela ótica de seus custos. Enfim, essa matriz expõe a interdependência do processo produtivo numa economia.

A matriz da demanda final (Y) é composta pelo consumo das famílias (C_p), por investimentos (I), gastos do governo (G_p) e exportações (E_p).³ As linhas dessa matriz expressam as vendas de bens finais (exportados) dos n setores, enquanto as colunas correspondem às compras dos n setores.

3. No caso desse componente, são realizadas as transações de compra e venda de "bens exportados".

Admitindo-se a hipótese fundamental do modelo de insumo-produto de que os fluxos interindustriais do setor i para o setor j dependem diretamente da produção do setor j , é possível determinar os coeficientes técnicos de produção.

$$a_{ij} = \frac{Z_{ij}}{X_j} \quad (3)$$

e, portanto,

$$Z_{ij} = a_{ij}X_j$$

Esse coeficiente técnico de produção, a_{ij} , expressa a proporcionalidade de quanto o setor j necessita de insumo do setor i para realizar a sua produção (X_j). Ademais, também mostra que uma parcela da produção i está sendo demandada pelo setor j . Esse coeficiente técnico no modelo é constante, visto que se baseia na função de produção de Leontief. A matriz, que compõe os coeficientes tecnológicos é conhecida como matriz tecnológica A . Assim, tem-se a forma matricial:

$$Z = AX \quad (4)$$

Substituindo a expressão (4) na (2), tem-se:

$$X = AX + Y \quad (5)$$

Isolando-se o termo Y e colocando em evidência os fatores comuns, tem-se as seguintes expressões:

$$Y = (I - A)X \quad (6)$$

em que I representa a matriz de identidade ($n \times n$).

A matriz $(I - A)$ é conhecida como matriz de Leontief. Multiplicando-se ambos os lados da equação (6) pela inversa $(I - A)^{-1}$, tem-se a seguinte forma matricial:

$$X = (I - A)^{-1}Y \quad (7)$$

Nessa equação matricial, é possível mensurar a produção necessária de cada setor para satisfazer uma demanda específica. A expressão $(I - A)^{-1}$ é chamada de *matriz inversa de Leontief*.

3.2 Modelo fechado intersetorial de insumo-produto

A diferença relevante entre o modelo anterior e o modelo de insumo-produto híbrido é que esse último quantifica os impactos e as interdependências dos setores da economia em termos monetários e físicos (conhecido como unidades híbridas), ou seja, esse modelo apresenta natureza físico-econômica das interações das atividades (MILLER; BLAIR, 1985).

Este modelo, quando construído por Bullard e Herendeen (1975), já buscava superar os problemas e limitações apresentadas no modelo de impactos totais dos coeficientes diretos sobre a matriz inversa de Leontief. Além disso, de acordo com Hawdon e Pearson (1995) e Zhang e Folmer (1998), algumas vantagens podem ser destacadas: *a*) permite a incorporação tanto de fluxos físicos quanto de fluxos monetários, e *b*) possibilita implementar análises de impacto.

Para avaliar as interdependências dos setores pela natureza deste modelo (físico-econômica), será necessário incorporar como setor, sob a forma de vetor-linha, a movimentação de carga (toneladas exportadas) dos quatro modais de transporte (marítimo, fluvial, ferroviário e rodoviário) na matriz de consumo intermediário. Entretanto, para respeitar a necessária simetria dessa matriz (consumo intermediário), serão endogeneizadas as exportações setoriais (por modal de transporte) da demanda final (vetor-coluna).⁴

Com essas modificações, a matriz do consumo intermediário terá uma nova configuração e será estruturada por quatro submatrizes, como segue:

$$\overline{Z}^* = \left[\begin{array}{c|c} Z & E_C \\ \hline E_R & E \end{array} \right] \quad (8)$$

em que:

Z : consumo intermediário em valores monetários ($n \times n$);

E_C : exportações monetárias por modais de transporte endogeneizadas ($n \times 4$);

E_R : toneladas transportadas por modal de transporte para a exportação ($4 \times n$); e

$E = 0_{4 \times 4}$.

4. A partir desta nova estrutura, o procedimento de cálculo dos coeficientes de requerimentos se baseará em Perobelli, Mattos e Faria (2006).

Essas mudanças, que envolvem a inclusão de vetores-linhas e a endogeneização das exportações setoriais de cada modal de transporte no modelo IP, serão consideradas e aplicadas independentemente para cada bloco de comércio. Assim, haverá uma matriz de insumo-produto híbrido para Mercosul, UE, Nafta e restante do mundo.

Com essas modificações nas matrizes, tem-se uma nova notação matricial do valor bruto da produção:

$$\bar{X}^* = \bar{Z}^* + \bar{Y}^* \quad (9)$$

Diante da expressão (2), definindo $\hat{X} = \text{diag}(\bar{X}^*)$, é possível construir a matriz híbrida de *coeficientes de requerimento direto* da seguinte forma:

$$\bar{A}^* = \bar{Z}^* (\hat{X})^{-1} \quad (10)$$

onde:

$$\bar{A}^* = \left[\begin{array}{c|c} A & AE_C \\ \hline AE_R & AE \end{array} \right]$$

Seguindo os passos tradicionais do modelo IP, como visto na seção anterior, tem-se:

$$\bar{X}^* = (\bar{I}^* - \bar{A}^*)^{-1} \bar{Y}^* \quad (11)$$

onde $\bar{B}^* = (\bar{I}^* - \bar{A}^*)^{-1}$ representa a matriz inversa de Leontief híbrida. Os elementos desta matriz se traduzem em *requerimentos totais*. E, deduzindo-se os efeitos iniciais, temos os coeficientes de *requerimento líquido total*.⁵

$$\bar{R}^* = \bar{B}^* - \bar{I}^* \quad (12)$$

5. Os cálculos dos requerimentos líquidos totais diferem do cálculo dos multiplicadores, uma vez que neste último se somam todos os elementos (sob a ótica de custo) de um determinado setor. Dessa forma, as interpretações dos resultados destes dois tipos de cálculo são diferentes. Para maiores detalhes, consultar Miller e Blair (1985).

em que \bar{I}^* representa a matriz de identidade $[(4 + n) \times (n + 4)]$, onde:

$$\bar{R}^* = \left[\begin{array}{c|c} R & RE_C \\ \hline RE_R & RE \end{array} \right]$$

A partir das matrizes \bar{A}^* e \bar{R}^* é possível calcular os coeficientes *de requerimentos indiretos* no modelo híbrido, ou seja:

$$\bar{Q}^* = \bar{R}^* - \bar{A}^* \quad (13)$$

onde:

$$\bar{Q}^* = \left[\begin{array}{c|c} Q & QE_C \\ \hline QE_R & QE \end{array} \right]$$

Assim, as matrizes \bar{A}^* , \bar{R}^* e \bar{Q}^* fornecem, respectivamente, resultados sobre o grau de dependência ou interação direta, total e indireta entre setores em uma determinada economia. Os coeficientes da matriz \bar{A}^* fornecem informações sobre os efeitos de primeira ordem, enquanto os da matriz \bar{Q}^* captam os efeitos de ordem posterior quando há uma variação na demanda final (PEROBELLI; MATOS; FARIA, 2006). Todavia, como o interesse do trabalho se centra na estrutura de dependência intersetorial em termos de modais de transporte, serão tratadas as informações de requerimento das submatrizes: AE_R , RE_R e QE_R .

Os elementos da submatriz QE_R indicarão quais os setores que exercem alto peso sobre a demanda dos modais de transporte quando se exporta para um determinado bloco de comércio. O seu valor indica um adicional em toneladas transportadas por um modal quando há uma variação em uma unidade monetária dos demais componentes da demanda final.

Contudo, nessa análise não se distingue se este adicional de toneladas foi gerado por efeito direto ou efeito indireto. Para tanto, calcula-se a participação dos coeficientes de requerimentos diretos (AE_R) e de indiretos (RE_R) nos coeficientes totais (QE_R). A análise entre os elementos das submatrizes AE_R e RE_R identificará as atividades setoriais que revelam maior poder de multiplicação sobre a demanda dos modais de transporte. Para que um setor econômico registre um maior poder de multiplicação, os coeficientes indiretos (RE_R) deverão ser predominantes nos coeficientes totais.

4 BASE DE DADOS

Para a aplicação do modelo fechado de insumo-produto híbrido descrito na seção 5, utilizou-se, como primeira base de dados, a matriz de insumo-produto para o Brasil do ano de 2003. Essa matriz que está fundamentada numa estrutura setor x setor (42 setores), foi estimada a preços básicos por Guilhoto e Sesso Filho (2005).

Na descrição do modelo de insumo-produto, verificou-se, por um lado, a endogeneização do vetor-coluna das exportações setoriais por modal de transporte (marítima, fluvial, ferroviária e rodoviária) em termos monetários. E, por outro, a inclusão de vetores-linhas representativos das toneladas líquidas transportadas por esses modais de transporte. Dessa forma, para atender essas etapas (endogeneização e inclusão dos vetores) no modelo, utilizaram-se, como segunda base de dados, os registros monetários e físicos (toneladas) das exportações marítimas, fluviais, ferroviárias e rodoviárias, constantes no sistema AliceWeb, do MDIC para o ano de 2003.

Os dados das exportações, por modais de transporte, tanto em termos monetários como físicos, computam a modalidade utilizada para o transporte da mercadoria *a partir* do local de embarque (porto, aeroporto, terminal ferroviário, entre outros) para o exterior (modal *ex post* de transporte). Entretanto, não captam por qual modal as mercadorias foram transportadas até esses locais de embarque (modal *ex ante* de transporte).⁶

A ausência do modal *ex ante* de transporte nos dados (valores monetários e toneladas) de exportação quando são aplicados ao modelo, torna os resultados dos coeficientes de requerimentos líquidos diretos, indiretos e totais subestimados. Como forma de amenizar esse problema, estimaram-se as toneladas (valores) das mercadorias transportadas pelos modais até o local de embarque (modal *ex ante*).

É importante salientar que, antes dessa estimativa, foi realizada uma análise dos dados do MDIC (2003) para averiguar a existência de possíveis concentrações. Observou-se, por um lado, que as exportações marítimas representam 95,4% do total de toneladas exportadas (TTE). E, por outro, que dos 97 capítulos da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), 15 representam juntos 93,7% do TTE. Estas evidências reduziram a complexidade da estimativa.

Para a estimativa do modal *ex ante* de transporte, foram utilizados os seguintes *passos*: (A) averiguar os locais de embarque⁷ das exportações dos modais *ex post*, (B) identificar os acessos logísticos desses locais, e (C) pesquisar como os capítulos NCM (ou setores produtivos) foram transportados até os locais de

6. Modal *ex ante* de transporte representa os modais de transporte utilizados *até* o local de embarque. Já o modal *ex post* refere-se aos modais utilizados *depois* do embarque para o exterior.

7. Terminologia empregada pelo sistema AliceWeb, do MDIC.

embarque, ou seja, quais os modais *ex ante* de transporte (em percentual) que os capítulos NCM utilizaram.

No passo *A*, os locais de embarque das exportações de cada modal *ex post* foram extraídos do MDIC (2003). Em seguida foram identificados os acessos logísticos desses locais (passo *B*) de acordo com as informações da Agência Nacional de Transportes Aquaviários (ANTAQ, 2003) e mediante consultas diretas aos portos. A partir desses passos, investigou-se o volume – toneladas úteis (TU) – das possíveis mercadorias transportadas até os locais de embarque pelos acessos logísticos: rodoviário, fluvial e ferroviário. Os valores das toneladas úteis transportadas pelos referidos modais possibilitaram, quando compatibilizados em capítulos NCM, o cálculo da sua participação sobre o TTE. Nesse passo *C* também foram adotados os seguintes procedimentos:

a) Para os portos (locais de embarques) que detêm exclusivamente acessos rodoviários, admitiu-se que o TTE foi recebido exclusivamente pelo modal *ex ante* rodoviário.

b) Nos portos que detêm acessos ferroviários, rodoviários e fluviais, primeiro foram identificadas as extensões ferroviárias administradas pelas concessionárias obtidas pela Antaq (2003) e pela Agência Nacional de Transportes Terrestres (ANTT, 2003). Depois, relacionaram-se os dados de TUs das mercadorias transportadas por estas concessionárias até estes locais (ANTT, 2003). Com estes dados, foi calculada a razão entre TU (ferrovias) e TTE das mercadorias registradas.

c) Quando esta razão registrou-se inferior a 100% do TTE do modal *ex ante* ferroviário, foi aplicado o resíduo (%) para o modal rodoviário, uma vez que não existe informação das toneladas das mercadorias transportadas pelo modal rodoviário até os locais de embarque para o exterior. Já para o modal fluvial, a estimativa baseou-se nas informações da Antaq (2003).

d) As mercadorias transportadas pelos modais *ex ante* ferroviário e fluvial foram compatibilizadas com os capítulos NCM do MDIC (2003). Para esta atividade, utilizaram-se as 8.832 mercadorias e seus respectivos capítulos NCM exportados em 2003.

Após toda a estimativa,⁸ primeiro foram agrupadas as toneladas transportadas (estimadas) dos modais *ex ante* similares, presentes em diferentes exportações embarcadas por modais *ex post*. Dessa maneira, foram gerados dois grupos: *a)* as toneladas transportadas até os locais de embarque por modais *ex ante* e *b)* as toneladas exportadas por modais *ex post*. A partir desses dois grupos, os valores (toneladas)

8. O modal marítimo (navegações) não será tratado no conjunto de modais que transportaram as mercadorias até os locais de embarque (modal *ex ante*), uma vez que se defrontou com a falta de informações do fluxo das mercadorias embarcadas e desembarcadas por cabotagem em cada local de embarque.

dos modais com a mesma natureza foram agrupados, ou seja, as toneladas transportadas pelos modais *ex ante* foram agregadas com os valores (toneladas) do modal *ex post*. Essa agregação tem por finalidade captar o uso geral das exportações sobre os modais de transporte.

Os resultados obtidos da estimativa e da agregação estão estruturados por capítulos NCM. Assim, perfaz a necessidade de compatibilizar essa estrutura com os setores produtivos tratados no modelo insumo-produto. Essa compatibilização se baseou em Perobelli, Faria e Guilhoto (2006) e está exposta no anexo A.

Todas as atividades (estimativa, agregação e compatibilização)⁹ descritas foram também realizadas para cada bloco de comércio (Mercosul, UE e Nafta). Apenas para calcular os resultados da estimativa e agregação do restante do mundo, deduziram-se do total geral (exportado) os demais e respectivos resultados dos blocos comerciais. Assim, a estimativa do modal *ex ante* do restante do mundo é igual à diferença entre a estimativa do total geral com as dos demais blocos comerciais.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

A utilização do modelo fechado de insumo-produto híbrido permite computar, no âmbito das exportações, o grau de dependência (ou interação) dos setores produtivos com os modais de transporte (rodoviário, ferroviário, fluvial e marítimo) para a economia brasileira. Essas interações setoriais, representadas pelos coeficientes de requerimentos (total, direto e indireto) de transporte, são tratadas sob a ótica das vendas nas submatrizes AE_R , RE_R e QE_R do modelo de insumo-produto de cada bloco comercial.

Os resultados dos coeficientes de requerimentos líquidos totais de cada bloco comercial (tabelas 4 a 7)¹⁰ permitirão detectar os setores econômicos que exercem alto peso sobre a demanda dos modais de transporte.

A análise entre os requerimentos diretos e indiretos possibilitará averiguar quais são as atividades setoriais que revelam maior poder de multiplicação sobre a demanda de transporte. Para isto, verificar-se-á a relação requerimentos diretos *versus* indiretos. Quanto menor for essa relação, maior o poder de multiplicação do setor (PEROBELLI; MATTOS; FARIA, 2006). Assim, os setores com alto peso de demanda (identificados pelos requerimentos líquidos totais) e que exibem uma baixa relação requerimentos diretos *versus* indiretos tendem a exercer as mais fortes pressões sobre os modais de transporte. Em contrapartida, os setores com baixo peso na demanda dos modais de transporte e que apresentam uma alta relação requerimentos diretos *versus* indiretos

9. Para maiores detalhes sobre os procedimentos e limitações destas atividades, consultar Betarelli Junior (2007).

10. A análise dos dados das tabelas 4 a 7 é realizada para 31 setores, pois estamos seguindo a classificação adotada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e pela matriz elaborada por Guilhoto e Sesso Filho (2005), as quais não incorporam o número 9 como um setor.

exercem pequenas pressões sobre esses modais. Entre ambos os extremos, podem existir atividades setoriais com graus variados de pressão.

5.1 Mercosul

A tabela 4 expõe os valores numéricos absolutos dos coeficientes de requerimentos líquidos totais dos 31 setores¹¹ de atividade por modal de transporte e suas decomposições em efeitos diretos e indiretos.

Os resultados numéricos dos requerimentos totais indicam que, para atender às exportações do Mercosul, os setores de atividade que mais tendem a demandar o modal rodoviário são: elementos químicos (17), artigos plásticos (21) e extrativa mineral (2). Esses três setores exibem coeficientes de requerimentos líquidos totais superiores a 0,04. Tal número revela que, quando há uma variação em uma unidade monetária dos demais componentes da demanda final, os setores tendem a provocar, direta e indiretamente, um transporte em mais de 0,04 tonelada de mercadorias pelo modal rodoviário.

Nessa tabela, embora com grande representatividade no peso sobre a demanda do modal rodoviário, os efeitos diretos dos setores elementos químicos (17) e artigos plásticos (21) apresentam participações acima dos 87%, indicando ínfimo poder de multiplicação. Extrativa mineral (2), que também exibiu um requerimento total considerável, é o setor que mais exerce pressões sobre modal rodoviário, pois os seus efeitos indiretos são relativamente superiores (44%), classificando-se assim com um moderado poder de multiplicação de demanda.

No modal ferroviário, o setor que exerce forte peso, com o valor máximo de requerimento (0,40), é o extrativo mineral (2). Nesse setor, do total de toneladas transportadas para o Mercosul, 99,2% representam minérios, escórias e cinzas. Outros setores, como metalurgia dos não-ferrosos (6) e siderurgia (5), também se destacam pela sua intensidade de uso, embora em patamares inferiores (0,024 e 0,026, respectivamente).

Além disso, neste mesmo modal, observa-se que 19 setores apresentam participação de efeitos diretos abaixo de 5%, dentre os quais apenas o setor da metalurgia dos não-ferrosos (6) tem peso significativo na demanda desse modal. Com menos destaque, o setor siderúrgico (5) também apresenta uma baixa relação requerimento direto *versus* indireto. Estes dois setores são os que mais exercem pressões sobre a demanda ferroviária. A extrativa mineral (2), que exibiu um requerimento líquido total máximo, tem um pequeno poder de multiplicação sobre essa demanda.

11. Os setores *non-tradeables* – serviços industriais de utilidade pública (33), construção civil (34), comércio (35), transportes (36), comunicações (37), instituições financeiras (38), serviços prestados às famílias (39), serviços prestados às empresas (40), aluguel de imóveis (41), administração pública (42) e serviços privados não-mercantis (43) – foram desconsiderados porque não demandam diretamente os modais *ex ante* e *ex post* de transporte. Contudo, haverá um efeito indireto destes setores sobre os modais, uma vez que estão interligados com os demais setores do sistema produtivo. Dessa forma, o requerimento total (*R*) é igual ao requerimento indireto (*Q*) desses setores. Tais valores são pouco significativos e por isso estão no anexo B.

TABELA 4

Requerimento líquido total dos modais de transporte e sua decomposição em efeito direto e indireto (Mercosul)

Setores	Rodoviário			Ferroviário			Fluvial			Marítimo		
	Participação			Participação			Participação			Participação		
	Direto	Indi- reto	Total									
1 Agropecuária	36,6	63,4	0,005	0,1	99,9	0,002	24,1	75,9	0,001	1,4	98,6	0,002
2 Extrativa mineral	56,0	44,0	0,040	83,9	16,1	0,406	83,7	16,3	0,122	83,2	16,8	0,303
3 Petróleo e gás	83,7	16,3	0,006	79,2	20,8	0,007	80,8	19,2	0,002	80,1	19,9	0,006
4 Minerais não-metálicos	58,0	42,0	0,014	1,0	99,0	0,015	1,1	98,9	0,005	2,6	97,4	0,012
5 Siderurgia	40,5	59,5	0,013	15,3	84,7	0,025	4,5	95,5	0,006	14,7	85,3	0,019
6 Metalurgia dos não-ferrosos	18,6	81,4	0,011	0,2	99,8	0,026	0,1	99,9	0,008	2,2	97,8	0,021
7 Outros metalúrgicos	4,9	95,1	0,007	0,1	99,9	0,012	0,3	99,7	0,003	1,1	98,9	0,009
8 Máquinas e tratores	50,2	49,8	0,006	10,5	89,5	0,004	3,2	96,8	0,001	13,4	86,6	0,004
10 Material elétrico	37,1	62,9	0,010	4,5	95,5	0,007	0,0	100,0	0,002	9,2	90,8	0,007
11 Material eletrônico	5,1	94,9	0,004	0,1	99,9	0,003	0,3	99,7	0,001	1,3	98,7	0,003
12 Autom., caminhões e ônibus	61,8	38,2	0,013	16,1	83,9	0,005	1,1	98,9	0,001	46,1	53,9	0,007
13 Peças e outros veículos	1,3	98,7	0,005	0,3	99,7	0,006	0,0	100,0	0,002	0,2	99,8	0,005
14 Madeira e mobiliário	55,5	44,5	0,011	20,0	80,0	0,002	0,8	99,2	0,001	1,4	98,6	0,002
15 Celulose, papel e gráfica	61,1	38,9	0,018	20,1	79,9	0,003	0,5	99,5	0,001	5,8	94,2	0,003
16 Indústria da borracha	61,8	38,2	0,015	21,5	78,5	0,003	30,8	69,2	0,001	40,5	59,5	0,004
17 Elementos químicos	87,0	13,0	0,051	54,7	45,3	0,019	70,3	29,7	0,010	76,0	24,0	0,031
18 Refino de petróleo	16,7	83,3	0,005	2,7	97,3	0,003	2,4	97,6	0,001	12,6	87,4	0,003
19 Químicos diversos	40,1	59,9	0,015	5,1	94,9	0,006	0,3	99,7	0,002	11,5	88,5	0,008
20 Farmacêuticos e perfumaria	19,6	80,4	0,009	6,4	93,6	0,004	0,0	100,0	0,001	6,3	93,7	0,004
21 Artigos plásticos	87,7	12,3	0,045	50,5	49,5	0,004	1,5	98,5	0,001	59,0	41,0	0,006
22 Indústria têxtil	49,8	50,2	0,016	4,6	95,4	0,002	0,6	99,4	0,001	34,8	65,2	0,004
23 Artigos de vestuário	12,9	87,1	0,007	0,5	99,5	0,001	0,7	99,3	0,000	10,2	89,8	0,002
24 Fabricação de calçados	27,1	72,9	0,008	2,5	97,5	0,002	0,1	99,9	0,001	17,3	82,7	0,002
25 Indústria do café	58,7	41,3	0,012	0,5	99,5	0,002	0,5	99,5	0,001	36,6	63,4	0,003
26 Prod. benef. de origem vegetal	20,6	79,4	0,005	1,2	98,8	0,002	0,0	100,0	0,001	0,1	99,9	0,002
27 Abate de animais	33,4	66,6	0,007	0,1	99,9	0,002	0,6	99,4	0,001	0,1	99,9	0,002
28 Indústria de leite e laticínios	11,7	88,3	0,005	0,0	100,0	0,002	0,0	100,0	0,001	0,1	99,9	0,002
29 Fabricação de açúcar	62,6	37,4	0,016	1,9	98,1	0,003	69,4	30,6	0,006	20,0	80,0	0,003
30 Fabricação de óleos vegetais	17,4	82,6	0,005	0,5	99,5	0,002	0,0	100,0	0,001	1,0	99,0	0,002
31 Outros produtos alimentícios	44,7	55,3	0,010	2,8	97,2	0,003	4,6	95,4	0,001	1,4	98,6	0,003
32 Indústrias diversas	56,6	43,4	0,012	0,1	99,9	0,013	0,1	99,9	0,004	6,6	93,4	0,011

Fonte: Elaboração do autor.

Os setores que apresentam alto peso na demanda de navegações fluviais e marítimas para as exportações do Mercosul estão representados pela extrativa mineral (2), elementos químicos (17) e metalurgia dos não-ferrosos (6). Novamente, a atividade da extrativa mineral se destaca no grau de intensidade de uso (respectivamente, 0,122 e 0,302). Esses números indicam que a variação de uma unidade monetária da demanda final tende a provocar um transporte de 0,12 e 0,30 tonelada sobre os modais aquaviários.

Observa-se um número maior de setores econômicos que detêm alto poder de multiplicação sobre a demanda do modal fluvial e marítimo. A exceção dessa observação, com participação de efeito direto acima de 70% e que ao mesmo tempo apresentou um requerimento total significativo, está representada pela extrativa mineral (2) e pelos elementos químicos (17). Dos mais de 26 setores com alto poder de multiplicação (baixa relação requerimento direto *versus* indireto) sobre a demanda aquaviária, pode-se dizer que apenas metalurgia dos não-ferrosos (6) se destaca quanto às pressões sobre a demanda desses modais.

Vale destacar que a atividade da madeira, madeira e mobiliário (14), que movimenta suas cargas sobretudo nos rios Tapajós e Amazonas, interligando os portos de Santarém e Manaus, não constitui um peso considerável no uso das navegações fluviais. Contudo, exerce alto poder de multiplicação sobre a demanda desse modal. Um dos possíveis motivos se deve à baixa participação desse setor, em termos de toneladas, na pauta exportadora do Mercosul.

5.2 União Europeia

Os valores numéricos absolutos dos coeficientes de requerimentos líquidos totais e suas decomposições em efeitos diretos e indiretos no âmbito das exportações à UE estão expressos na tabela 5.

Nessa tabela, verifica-se um nível relativamente maior dos requerimentos setoriais sobre o modal marítimo. O setor extrativo mineral, com um requerimento máximo de 6,51, é o setor que mais pesa na demanda desse modal. Esse número revela que uma mudança em uma unidade monetária na demanda final é capaz de gerar, direta e indiretamente, um adicional de 6,51 toneladas de transporte no modal marítimo. Além deste, outros setores também se destacam, como: metalurgia dos não-ferrosos (0,46), outros produtos alimentícios (0,45) e siderurgia (0,35).

A predominância dos pesos sobre a demanda marítima se deve às questões geográficas, isto é, dentre os modais, o marítimo é o único capaz de transportar mercadorias, em larga escala, em longo curso e a um custo menor, para continentes que não fazem fronteiras com a América do Sul.

TABELA 5

Requerimento líquido total dos modais de transporte e sua decomposição em efeito direto e indireto: UE

Setores	Rodoviário			Ferroviário			Fluvial			Marítimo		
	Participação			Participação			Participação			Participação		
	Direto	Indi- reto	Total									
1 Agropecuária	42,4	57,6	0,051	23,1	76,9	0,112	38,5	61,5	0,010	30,4	69,6	0,165
2 Extrativa mineral	30,8	69,2	0,663	53,9	46,1	5,963	50,9	49,1	0,338	51,4	48,6	6,514
3 Petróleo e gás	66,6	33,4	0,032	45,4	54,6	0,106	50,2	49,8	0,007	50,6	49,4	0,137
4 Minerais não-metálicos	17,4	82,6	0,040	0,5	99,5	0,224	0,0	100,0	0,013	3,1	96,9	0,260
5 Siderurgia	11,3	88,7	0,048	5,1	94,9	0,314	0,0	100,0	0,017	6,0	94,0	0,356
6 Metalurgia dos não-ferrosos	13,7	86,3	0,064	0,6	99,4	0,402	14,2	85,8	0,030	3,3	96,7	0,465
7 Outros metalúrgicos	0,6	99,4	0,026	0,0	100,0	0,157	0,0	100,0	0,009	0,1	99,9	0,181
8 Máquinas e tratores	23,7	76,3	0,013	0,0	100,0	0,051	0,0	100,0	0,003	4,6	95,4	0,063
10 Material elétrico	7,6	92,4	0,022	0,1	99,9	0,101	0,0	100,0	0,007	1,4	98,6	0,122
11 Material eletrônico	1,0	99,0	0,011	0,0	100,0	0,046	0,0	100,0	0,003	0,1	99,9	0,056
12 Autom., caminhões e ônibus	12,7	87,3	0,015	0,0	100,0	0,058	0,0	100,0	0,004	2,5	97,5	0,073
13 Peças e outros veículos	1,7	98,3	0,017	0,0	100,0	0,083	0,0	100,0	0,005	0,1	99,9	0,098
14 Madeira e mobiliário	64,9	35,1	0,094	1,0	99,0	0,107	56,3	43,7	0,019	32,8	67,2	0,207
15 Celulose, papel e gráfica	26,6	73,4	0,017	4,9	95,1	0,044	0,1	99,9	0,003	11,1	88,9	0,060
16 Indústria da borracha	16,3	83,7	0,018	0,0	100,0	0,034	8,4	91,6	0,003	6,0	94,0	0,052
17 Elementos químicos	39,8	60,2	0,056	17,3	82,7	0,190	53,5	46,5	0,022	22,8	77,2	0,245
18 Refino de petróleo	46,3	53,7	0,037	0,0	100,0	0,055	0,0	100,0	0,004	18,8	81,2	0,092
19 Químicos diversos	7,5	92,5	0,024	0,2	99,8	0,082	0,7	99,3	0,006	1,9	98,1	0,105
20 Farmacêuticos e perfumaria	6,9	93,1	0,017	0,0	100,0	0,048	0,2	99,8	0,004	1,8	98,2	0,065
21 Artigos plásticos	33,4	66,6	0,028	3,4	96,6	0,041	35,3	64,7	0,004	17,5	82,5	0,070
22 Indústria têxtil	12,6	87,4	0,021	0,0	100,0	0,038	0,0	100,0	0,003	4,4	95,6	0,060
23 Artigos de vestuário	5,8	94,2	0,010	0,0	100,0	0,018	0,0	100,0	0,001	1,6	98,4	0,027
24 Fabricação de calçados	42,1	57,9	0,028	2,8	97,2	0,038	4,8	95,2	0,003	19,0	81,0	0,066
25 Indústria do café	56,4	43,6	0,104	0,0	100,0	0,098	0,0	100,0	0,007	29,0	71,0	0,202
26 Prod. benef. de origem vegetal	11,3	88,7	0,035	0,4	99,6	0,070	2,7	97,3	0,006	4,2	95,8	0,107
27 Abate de animais	25,9	74,1	0,055	0,7	99,3	0,092	1,4	98,6	0,008	10,1	89,9	0,148
28 Indústria de leite e laticínios	2,4	97,6	0,031	0,0	100,0	0,066	0,0	100,0	0,006	0,8	99,2	0,099
29 Fabricação de açúcar	50,4	49,6	0,059	8,0	92,0	0,074	0,0	100,0	0,005	26,8	73,2	0,133
30 Fabricação de óleos vegetais	2,0	98,0	0,032	0,3	99,7	0,072	8,7	91,3	0,007	1,4	98,6	0,106
31 Outros produtos alimentícios	76,5	23,5	0,244	6,2	93,8	0,207	16,9	83,1	0,016	44,7	55,3	0,453
32 Indústrias diversas	10,0	90,0	0,031	0,0	100,0	0,186	0,0	100,0	0,011	1,4	98,6	0,213

Fonte: Elaboração do autor.

Observa-se também que, dos setores que mais pesam sobre a demanda do modal marítimo, apenas metalurgia dos não-ferrosos (6) e siderurgia (5) detêm uma baixa relação requerimento direto *versus* indireto. Assim, esses setores econômicos são os que mais produzem fortes pressões sobre a demanda marítima. Por outro lado, as atividades dos setores extrativa mineral (2) e outros produtos alimentícios (31), que exercem alto peso sobre o uso marítimo, exibem um moderado poder de multiplicação da demanda desse modal.

Em contrapartida, nas navegações fluviais observa-se que os requerimentos setoriais, na maioria, são inferiores aos constatados nos modais rodoviário, ferroviário e marítimo. Os setores que mais pesam na demanda desse modal, respectivamente, são: extrativa mineral (0,33), metalurgia dos não-ferrosos (0,02) e elementos químicos (0,02).

No modal fluvial, verifica-se que apenas o setor metalurgia dos não-ferrosos (6) tende a produzir as mais fortes pressões sobre a sua demanda, visto que a participação de efeitos diretos foi abaixo de 15%. Na mesma tabela, observa-se que extrativa mineral (2) e elementos químicos (17), embora exerçam forte peso sobre o uso fluvial, têm capacidade moderada de desencadear novas demandas pelo seu efeito indireto.

De acordo com a tabela 5, com um requerimento de 0,66, o setor extrativo mineral é, novamente, o que mais pesa sobre a demanda do modal rodoviário. Além disso, embora em patamares inferiores de requerimento, outros setores também se destacam, como: outros produtos alimentícios (0,24), indústria do café (0,10) e madeira e mobiliário (0,09).

No modal rodoviário, das atividades setoriais com requerimentos totais mais significativos, apenas a extrativa mineral (2) apresenta uma baixa relação de requerimento direto *versus* indireto. Nota-se que para exportar para a UE, o setor extrativo mineral demonstra alto poder de multiplicação sobre a demanda rodoviária, fato que não ocorre com outros modais (marítimo, fluvial e ferroviário).

Em alguns setores (extrativa mineral, metalurgia dos não-ferrosos, siderurgia, minerais não-metálicos), verifica-se que os requerimentos ferroviários estão próximos aos marítimos. Esses setores se caracterizam como os mais intensivos no uso de modal ferroviário para exportar para a UE.

Diferentemente do modal rodoviário, as pressões sobre a demanda do modal ferroviário estão mais distribuídas e, na maioria, são exercidas por quase as mesmas atividades setoriais destacadas no modal marítimo. No grupo dos quatro setores que mais pesam sobre a demanda do modal, três apresentam alto poder de multiplicação com participações de efeitos diretos abaixo de 6%: metalurgia dos não-ferrosos (6), siderurgia (5) e minerais não-metálicos (4). Esses três setores produzem as mais fortes pressões na demanda ferroviária.

Constata-se também que quase a totalidade dos setores econômicos registra alto poder de multiplicação sobre a demanda ferroviária e marítima. Essa assertiva é observada também para as atividades setoriais que demonstram baixo requerimento líquido total. Dessa forma, conclui-se que, quando as atividades setoriais exportam para a UE, as pressões potenciais são mais significativas do que aparentam sobre esses modais.

5.3 Nafta

A tabela 6 relaciona os valores numéricos dos coeficientes de requerimentos líquidos totais e suas decomposições de efeitos diretos e indiretos por setores econômicos de cada modal de transporte. Nessa tabela, observa-se que, para exportar ao Nafta, as atividades setoriais que mais pesam na demanda do modal ferroviário são: extrativa mineral (0,56) e siderurgia (0,14). Esses resultados reforçam que tais setores são caracteristicamente intensivos no uso deste modal por vias terrestres, quando comparado ao rodoviário.

Quando se analisam as decomposições percentuais dos componentes diretos e indiretos dos requerimentos, constata-se que 20 atividades setoriais registram participações de efeitos indiretos acima de 95% de requerimento ferroviário. Dentre esses setores, apenas outros metalúrgicos (7) se destaca pelo seu significativo requerimento total. Com tal observação é possível chegar a duas conclusões. Primeiro, os demais setores produzem pressões potenciais significativas e, segundo, outros metalúrgicos (7) tende a produzir as mais fortes pressões sobre a demanda do modal ferroviário.

Também se verifica que os setores da extrativa mineral (0,24) e da madeira e mobiliário (0,10) são os mais relevantes na demanda do modal rodoviário. Os requerimentos líquidos totais registrados por esses dois setores indicam que, quando há uma variação de uma unidade monetária nos demais componentes da demanda final, tende a provocar, no modal rodoviário, uma variação da ordem de 0,10 tonelada.

No modal rodoviário se verifica maior concentração de setores econômicos pouco proeminentes, os quais apresentam uma participação de efeitos diretos abaixo de 5% de requerimento. Setores como químicos diversos (19), outros metalúrgicos (7), outros veículos e peças (13), fabricação de óleos vegetais (30), material eletrônico (11) e agropecuária (1) se destacam. As atividades da extrativa mineral (2) e da madeira e mobiliário (14), embora tenham requerimentos totais significativos, apresentam um baixo poder de multiplicação sobre a demanda rodoviária.

TABELA 6

Requerimento líquido total dos modais de transporte e sua decomposição em efeito direto e indireto: Nafta

Setores	Rodoviário			Ferroviário			Fluvial			Marítimo		
	Participação			Participação			Participação			Participação		
	Direto	Indi- reto	Total									
1 Agropecuária	5,4	94,6	0,010	0,9	99,1	0,005	12,6	87,4	0,001	2,8	97,2	0,014
2 Extrativa mineral	67,2	32,8	0,247	77,6	22,4	0,561	81,1	18,9	0,182	72,9	27,1	0,675
3 Petróleo e gás	75,1	24,9	0,017	65,1	34,9	0,014	73,0	27,0	0,003	70,6	29,4	0,030
4 Minerais não-metálicos	44,7	55,3	0,049	17,7	82,3	0,034	0,0	100,0	0,007	35,5	64,5	0,078
5 Siderurgia	29,7	70,3	0,050	46,4	53,6	0,150	0,0	100,0	0,009	43,6	56,4	0,194
6 Metalurgia dos não-ferrosos	18,8	81,2	0,035	1,9	98,1	0,043	2,2	97,8	0,013	10,9	89,1	0,071
7 Outros metalúrgicos	1,2	98,8	0,026	0,0	100,0	0,058	0,0	100,0	0,005	0,4	99,6	0,081
8 Máquinas e tratores	39,3	60,7	0,018	0,0	100,0	0,018	0,0	100,0	0,002	19,7	80,3	0,034
10 Material elétrico	18,8	81,2	0,025	1,7	98,3	0,024	0,2	99,8	0,003	10,1	89,9	0,047
11 Material eletrônico	1,9	98,1	0,011	0,0	100,0	0,009	0,0	100,0	0,002	0,6	99,4	0,019
12 Autom., caminhões e ônibus	48,5	51,5	0,030	0,0	100,0	0,020	0,0	100,0	0,002	29,5	70,5	0,049
13 Peças e outros veículos	1,5	98,5	0,017	0,0	100,0	0,026	0,0	100,0	0,003	0,5	99,5	0,041
14 Madeira e mobiliário	75,6	24,4	0,102	12,1	87,9	0,014	57,9	42,1	0,006	69,3	30,7	0,119
15 Celulose, papel e gráfica	16,5	83,5	0,014	22,1	77,9	0,008	2,2	97,8	0,002	18,9	81,1	0,022
16 Indústria da borracha	26,5	73,5	0,028	0,0	100,0	0,006	22,6	77,4	0,002	22,8	77,2	0,034
17 Elementos químicos	59,3	40,7	0,053	60,4	39,6	0,048	71,0	29,0	0,017	65,0	35,0	0,109
18 Refino de petróleo	65,1	34,9	0,071	0,2	99,8	0,010	0,6	99,4	0,002	57,4	42,6	0,080
19 Químicos diversos	3,9	96,1	0,027	0,4	99,6	0,014	0,5	99,5	0,004	2,7	97,3	0,040
20 Farmacêuticos e perfumaria	9,0	91,0	0,017	0,0	100,0	0,008	0,3	99,7	0,002	6,1	93,9	0,025
21 Artigos plásticos	14,1	85,9	0,035	9,0	91,0	0,007	20,3	79,7	0,001	13,8	86,2	0,041
22 Indústria têxtil	15,2	84,8	0,020	0,0	100,0	0,005	0,5	99,5	0,001	12,2	87,8	0,025
23 Artigos de vestuário	19,4	80,6	0,012	0,0	100,0	0,003	0,0	100,0	0,001	14,1	85,9	0,015
24 Fabricação de calçados	37,7	62,3	0,022	12,7	87,3	0,005	19,1	80,9	0,001	30,2	69,8	0,026
25 Indústria do café	63,5	36,5	0,040	0,0	100,0	0,005	0,3	99,7	0,001	57,1	42,9	0,045
26 Prod. benef. de origem vegetal	18,5	81,5	0,013	4,4	95,6	0,005	8,7	91,3	0,001	15,4	84,6	0,018
27 Abate de animais	15,5	84,5	0,013	0,8	99,2	0,005	1,7	98,3	0,001	10,6	89,4	0,017
28 Indústria de leite e laticínios	7,4	92,6	0,011	0,0	100,0	0,004	0,5	99,5	0,001	5,4	94,6	0,015
29 Fabricação de açúcar	69,0	31,0	0,074	20,7	79,3	0,011	0,2	99,8	0,001	63,4	36,6	0,084
30 Fabricação de óleos vegetais	2,4	97,6	0,011	1,3	98,7	0,005	0,0	100,0	0,001	2,1	97,9	0,015
31 Outros produtos alimentícios	31,7	68,3	0,023	11,0	89,0	0,009	0,8	99,2	0,002	26,6	73,4	0,031
32 Indústrias diversas	17,8	82,2	0,023	0,2	99,8	0,021	0,1	99,9	0,006	10,0	90,0	0,040

Fonte: Elaboração do autor.

No transporte de carga aquaviário observa-se que a atividade extrativa mineral predomina no grau de intensidade de uso sobre os modais fluvial e marítimo. Pela navegação fluvial, esse setor registra um requerimento de 0,18, enquanto no modal marítimo, um requerimento máximo de 0,67. Além desse setor, verifica-se também que os setores siderúrgico (0,19), madeira e mobiliário (0,11) e elementos químicos (0,11) exercem acentuados pesos sobre a demanda marítima. Tais resultados indicam uma forte concentração na demanda do modal marítimo *vis-à-vis* do fluvial, validando que a via marítima é o principal canal para o escoamento das mercadorias para o Nafta a partir do local de embarque.

Na mesma tendência da análise do modal rodoviário, averigua-se que os setores que revelam baixa relação requerimento direto *versus* indireto situam-se, na maioria, como os menos representativos sobre a demanda do modal marítimo. As atividades da extrativa mineral (2), da madeira e mobiliário (14) e dos elementos químicos (17) revelam altos pesos e baixos poderes de multiplicação sobre a demanda desse modal. Somente a siderurgia (5) registra um moderado poder de multiplicação, o que a faz se destacar na demanda marítima.

É possível salientar que 22 setores econômicos registram uma participação de efeitos indiretos acima de 95% de requerimento fluvial. Contudo, nenhum desses setores se destaca quanto ao peso da demanda desses modais, reforçando que os mesmos podem desencadear potencialmente novas demandas sobre a navegação fluvial. A extrativa mineral, a única com requerimento total significativo, exhibe uma alta relação requerimento direto *versus* indireto (baixo poder de multiplicação).

5.4 Restante do mundo

Os requerimentos líquidos totais, tanto quanto as decomposições dos seus componentes diretos e indiretos, no âmbito das exportações para o restante do mundo estão enunciados na tabela 7. Os resultados dessa tabela apontam para uma maior concentração das atividades setoriais sobre o uso dos modais marítimo e ferroviário. Na demanda desses modais, nota-se que o setor extrativo mineral (2) predomina com requerimentos líquidos totais de 20,9 (marítimo) e 18,2 (ferroviário). Além desse setor, verifica-se com menos destaque que outros setores – minerais não-metálicos (4), siderurgia (5), metalurgia dos não-ferrosos (6), elementos químicos (17) e fabricação de açúcar (29) – são expressivos e coincidentes sobre o uso marítimo e ferroviário.

Esses resultados, por um lado, assinalam que, sob a ótica internacional, o modal marítimo configura-se como o principal meio, a partir do local de embarque, para o transporte de mercadorias com destino aos países do restante do mundo. Por outro, indicam, sob a ótica nacional, que o transporte ferroviário caracteriza-se como o modal central para o escoamento de produtos exportáveis. Tal fato é comprovado em virtude das fortes participações (em toneladas) de setores econômicos tradicionais (extrativa mineral, minerais não-metálicos, siderurgia, metalurgia dos não-ferrosos, outros metalúrgicos) de uso intensivo ferroviário na pauta exportadora.

TABELA 7

Requerimento líquido total dos modais de transporte e sua decomposição em efeito direto e indireto: restante do mundo

Setores	Rodoviário			Ferroviário			Fluvial			Marítimo		
	Participação			Participação			Participação			Participação		
	Direto	Indi- reto	Total	Direto	Indi- reto	Total	Direto	Indi- reto	Total	Direto	Indi- reto	Total
1 Agropecuária	28,1	71,9	0,090	6,4	93,6	0,257	30,3	69,7	0,009	12,3	87,7	0,346
2 Extrativa mineral	6,5	93,5	2,823	28,9	71,1	18,235	20,3	79,7	0,349	25,9	74,1	20,902
3 Petróleo e gás	34,5	65,5	0,080	21,5	78,5	0,310	29,7	70,3	0,008	24,4	75,6	0,388
4 Minerais não-metálicos	11,6	88,4	0,154	0,2	99,8	0,733	0,4	99,6	0,015	2,0	98,0	0,880
5 Siderurgia	11,3	88,7	0,273	6,5	93,5	1,360	0,1	99,9	0,025	7,2	92,8	1,617
6 Metalurgia dos não-ferrosos	3,2	96,8	0,226	0,1	99,9	1,273	21,1	78,9	0,038	1,1	98,9	1,500
7 Outros metalúrgicos	0,4	99,6	0,128	0,0	100,0	0,632	0,0	100,0	0,013	0,0	100,0	0,754
8 Máquinas e tratores	8,5	91,5	0,049	0,1	99,9	0,205	0,2	99,8	0,005	1,3	98,7	0,250
10 Material elétrico	5,4	94,6	0,086	0,1	99,9	0,372	0,1	99,9	0,009	0,8	99,2	0,454
11 Material eletrônico	0,9	99,1	0,038	0,0	100,0	0,164	0,1	99,9	0,004	0,1	99,9	0,200
12 Autom., caminhões e ônibus	15,2	84,8	0,068	0,0	100,0	0,245	0,7	99,3	0,006	2,4	97,6	0,308
13 Peças e outros veículos	1,9	98,1	0,072	0,0	100,0	0,321	0,1	99,9	0,008	0,1	99,9	0,389
14 Madeira e mobiliário	39,6	60,4	0,165	0,3	99,7	0,391	61,2	38,8	0,029	14,2	85,8	0,568
15 Celulose, papel e gráfica	19,6	80,4	0,054	3,0	97,0	0,160	3,9	96,1	0,005	5,2	94,8	0,207
16 Indústria da borracha	16,4	83,6	0,060	0,1	99,9	0,140	12,1	87,9	0,005	4,1	95,9	0,197
17 Elementos químicos	19,9	80,1	0,205	4,6	95,4	0,709	63,1	36,9	0,044	10,3	89,7	0,932
18 Refino de petróleo	39,3	60,7	0,124	0,0	100,0	0,254	3,3	96,7	0,007	12,9	87,1	0,376
19 Químicos diversos	5,7	94,3	0,087	0,1	99,9	0,298	1,6	98,4	0,010	0,8	99,2	0,382
20 Farmacêuticos e perfumaria	4,5	95,5	0,063	0,0	100,0	0,189	0,9	99,1	0,007	0,7	99,3	0,250
21 Artigos plásticos	30,3	69,7	0,098	1,6	98,4	0,185	32,4	67,6	0,007	7,5	92,5	0,269
22 Indústria têxtil	13,0	87,0	0,059	0,0	100,0	0,137	1,0	99,0	0,004	3,3	96,7	0,193
23 Artigos de vestuário	1,6	98,4	0,026	0,0	100,0	0,064	0,1	99,9	0,002	0,2	99,8	0,089
24 Fabricação de calçados	18,7	81,3	0,058	0,8	99,2	0,133	5,2	94,8	0,004	6,0	94,0	0,189
25 Indústria do café	21,7	78,3	0,079	0,0	100,0	0,181	0,0	100,0	0,006	5,9	94,1	0,257
26 Prod. benef. de origem vegetal	7,3	92,7	0,074	0,2	99,8	0,194	3,5	96,5	0,007	2,2	97,8	0,267
27 Abate de animais	33,9	66,1	0,144	0,8	99,2	0,304	2,8	97,2	0,010	10,8	89,2	0,443
28 Indústria de leite e laticínios	3,4	96,6	0,069	0,0	100,0	0,182	0,8	99,2	0,006	0,8	99,2	0,249
29 Fabricação de açúcar	53,5	46,5	0,873	4,3	95,7	1,417	2,9	97,1	0,032	23,1	76,9	2,277
30 Fabricação de óleos vegetais	30,2	69,8	0,152	4,4	95,6	0,368	25,2	74,8	0,014	12,4	87,6	0,521
31 Outros produtos alimentícios	30,3	69,7	0,192	1,5	98,5	0,434	28,7	71,3	0,016	10,8	89,2	0,626
32 Indústrias diversas	11,7	88,3	0,127	0,1	99,9	0,609	0,2	99,8	0,013	1,7	98,3	0,728

Fonte: Elaboração do autor.

Na análise da decomposição percentual dos componentes de requerimentos em seus efeitos diretos e indiretos, a tabela 7 também revela que todos os 31 setores econômicos exibem nos seus requerimentos marítimos, participações de efeitos diretos abaixo de 30%. Assim, essas atividades setoriais demonstram um alto poder de multiplicação sobre a demanda do modal marítimo. Dessa forma, os setores extrativa mineral (2), fabricação de açúcar (29), siderurgia (5), metalurgia dos não-ferrosos (6), elementos químicos (17) e minerais não-metálicos (4), destacados pelos seus significativos requerimentos líquidos totais, tendem a provocar as mais fortes pressões sobre a demanda marítima.

De forma similar ao modal marítimo, no caso do ferroviário todos os setores exibem baixa relação requerimento direto *versus* indireto (participação de efeitos diretos abaixo de 30%). Contudo, dentre os setores proeminentes sobre a demanda ferroviária, averigua-se que apenas a atividade da extrativa mineral (3) apresenta 28,9% de efeitos diretos. Os demais setores – fabricação de açúcar (29), siderurgia (5), metalurgia dos não-ferrosos (6), minerais não-metálicos (4) e elementos químicos (17) – revelam participações de efeitos indiretos de requerimento acima de 93% (alto poder de multiplicação de demanda).

Na tabela 7, observa-se que os requerimentos líquidos totais das atividades setoriais nos modais rodoviário e fluvial são relativamente menos expressivos. Os setores – extrativa mineral (2), siderurgia (5), metalurgia dos não-ferrosos (6), elementos químicos (17) e fabricação de açúcar (29) – que mais pesam sobre o uso desses modais são, na maioria, coincidentes aos observados nos modais ferroviário e marítimo.

No modal rodoviário, verifica-se que os setores da extrativa mineral (2) e da metalurgia dos não-ferrosos (6) registram participações de efeito indireto acima de 93%. Outros setores – siderurgia (5), elementos químicos (17) e fabricação de açúcar (29) –, que também se destacam pelos seus respectivos pesos, mostram um alto poder de multiplicação sobre a demanda desse modal (participação de efeitos diretos abaixo de 40%).

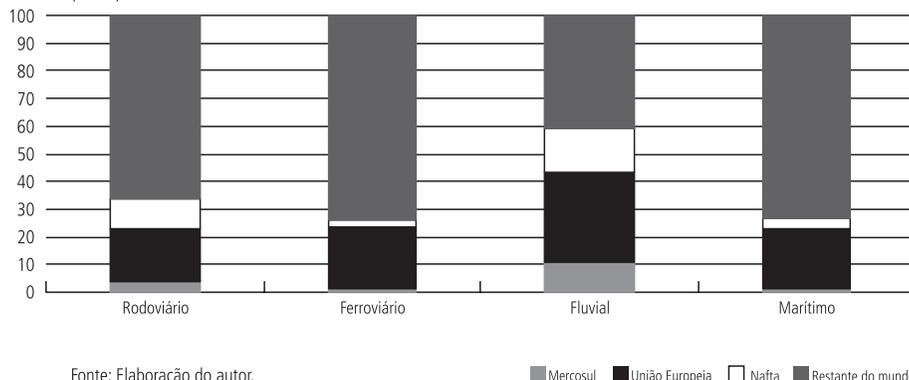
Dos 31 setores econômicos listados da tabela 7, verifica-se que apenas as atividades da madeira e mobiliário (14) e elementos químicos (17) produzem moderado poder de multiplicação sobre a demanda do modal fluvial. Os setores de fabricação de açúcar (29) e siderurgia (5) se destacam pela baixa relação requerimento direto *versus* indireto (alto poder de multiplicação) e, portanto, exercem as mais fortes pressões sobre a demanda deste modal.

5.5 Análise comparativa entre os blocos comerciais

O gráfico 2 ilustra a participação dos blocos comerciais sobre o total geral de requerimento rodoviário, ferroviário, fluvial e marítimo. Em termos absolutos, observa-se que o peso das exportações destinadas para o restante do mundo sobre a demanda dos modais de transporte é relativamente superior aos demais blocos

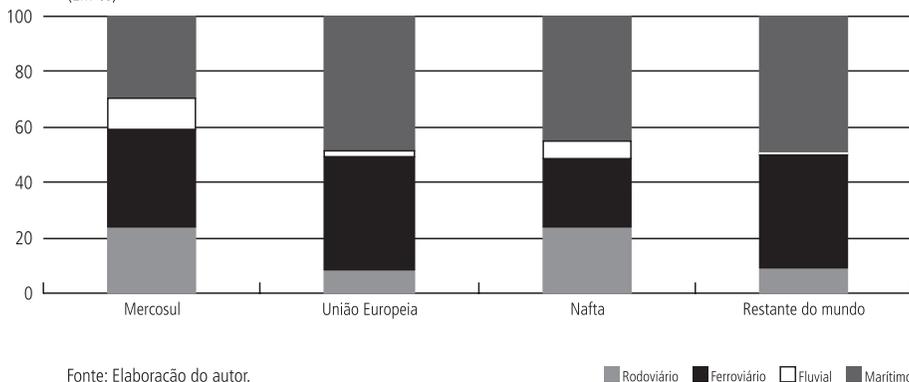
comerciais, principalmente, sobre os modais ferroviário e marítimo. As exportações destinadas à UE apresentam-se como a segunda que mais pesa sobre a demanda dos modais de transporte. No modal fluvial, a participação da UE é maior *vis-à-vis* aos outros modais.

GRÁFICO 2
Participação dos blocos de comércio por requerimento de modal de transporte
 (Em %)



Não obstante, quando tratadas as exportações por bloco de comércio, verificam-se diferentes concentrações sobre os modais de transporte. De acordo com o gráfico 3, observa-se que as exportações destinadas ao Mercosul concentram 59,4% de requerimento sobre os modais terrestres – rodoviário (24,1%) e ferroviário (35,2%) – e 40,5% nos modais marítimo (29,3%) e fluvial (11,1%). Constata-se também que 40% do requerimento total da UE e do restante do mundo predominam sobre os modais ferroviário e marítimo.

GRÁFICO 3
Participação de requerimento dos modais de transporte por bloco de comércio
 (Em %)



As participações do gráfico 3 expressam, de forma agregada, as influências que as questões geográficas (efeito de proximidade e fronteira) do Brasil com os blocos comerciais exercem sobre a demanda dos modais de transporte. Tal fato inclui não só a demanda de primeira ordem (efeito direto), mas também o poder de propagação sobre o uso dos modais de transporte de todos os setores produtivos.

5.6 Resumo dos resultados

A análise de requerimento apontou os setores proeminentes e os que apresentam pressões potenciais mais significativas sobre a demanda dos modais de transporte. Assim, as principais conclusões extraídas dos resultados discutidos foram:

Na análise das exportações setoriais para o Mercosul observou-se que:

- Um conjunto de atividades setoriais com *muito alto* poder de multiplicação sobre a demanda dos modais rodoviário, ferroviário, fluvial e marítimo, e que não apresentam alto peso sobre o uso desses modais. Logo, concluiu-se que os mesmos exercem pressões potenciais mais significativas do que aparentam sobre os modais. Setores como: material eletrônico, abate de animais, fabricação de óleos vegetais, produto beneficiado de origem vegetal, agropecuária e artigos de vestuário são bons exemplos dessa constatação.

- As atividades setoriais, com baixa relação requerimento direto *versus* indireto e com alto peso nos resultados do requerimento líquido total, que exercem as mais fortes pressões sobre a maioria dos modais de transporte (ferroviário, fluvial e marítimo) é metalurgia dos não-ferrosos. A siderurgia se destaca na demanda ferroviária, elementos químicos na demanda aquaviária e extrativa mineral no uso rodoviário.

Nas exportações setoriais para a UE, constatou-se que:

- Há um grande número de setores, com pequena representatividade de requerimento líquido total, que apresentam pressões potenciais significativas sobre a demanda dos modais, principalmente ferroviário, fluvial e marítimo. Dentre esses setores se destacam: químicos diversos, indústria de leite e laticínios, outros veículos, automóveis, caminhões e ônibus, farmacêuticos e perfumaria e artigos plásticos.

- As atividades metalurgia dos não-ferrosos, siderurgia e minerais não-metálicos produzem as mais fortes pressões sobre a demanda dos modais ferroviário, fluvial e marítimo, uma vez que apresentam expressivos requerimentos líquidos totais e *alto* poder de multiplicação. No transporte rodoviário, novamente a extrativa mineral se destaca.

Na avaliação das exportações para o Nafta, verificou-se que:

- A siderurgia é o setor que exerce as mais fortes pressões sobre o modal marítimo. Da mesma forma, a atividade de outros metalúrgicos se destaca na demanda

ferroviária. Em ambos os casos, os setores produzem *alto* poder de multiplicação sobre a demanda desses modais.

- A análise do modal fluvial e rodoviário não apontou os setores que apresentaram, ao mesmo tempo, requerimentos líquidos totais significativos e baixa relação requerimento direto *versus* indireto. Contudo, a extrativa mineral exibiu um proeminente peso sobre a demanda de ambos os modais.

No exame das exportações para o restante do mundo, foi observado que:

- Os setores siderúrgico, metalúrgico dos não-ferrosos, elementos químicos e minerais não-metálicos, com baixa relação requerimento direto *versus* indireto e alto peso sobre a demanda dos modais rodoviário, ferroviário, fluvial e marítimo, provocam, do mesmo modo que a atividade da extrativa mineral, as mais fortes pressões sobre o uso desses modais.

- Mais de 23 setores econômicos exibem participações de efeitos indiretos acima de 70% de requerimento marítimo, ferroviário, rodoviário e fluvial (*alto* ou *muito alto* poder de multiplicação). Logo, os setores que apresentam requerimentos líquidos totais pouco expressivos tendem a exercer pressões potenciais mais significativas do que aparentam sobre esses modais.

6 CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho foi identificar as interações, de forma desagregada, dos setores produtivos brasileiros com os principais modais de transporte quando os mesmos exportam para o Mercosul, a UE, o Nafta e o restante do mundo. Para tanto, utilizou-se um *modelo fechado intersetorial de insumo-produto híbrido*.

A construção desse modelo baseou-se na incorporação, como setor, dos modais rodoviário, ferroviário, fluvial e marítimo. As informações das vendas desses modais para os demais setores foram representadas em unidades físicas (TTE), enquanto as compras se traduziram na endogeneização dos valores monetários referentes às exportações da demanda final. Dessa forma, a matriz de cada bloco comercial caracterizou-se como de natureza físico-econômica.

O trabalho permitiu, através da aplicação da metodologia, mapear os setores mais relevantes no que diz respeito à demanda (intensidade de uso) dos modais de transporte. Em outras palavras, os valores de requerimentos líquidos totais (pesos) e suas decomposições em efeitos diretos e indiretos (poder de multiplicação) indicaram o quanto (grau de pressão) os modais de transportes são demandados pelas atividades setoriais quando exportam, de forma individualizada, para o Mercosul, a UE, o Nafta e o restante do mundo.

Os resultados apresentados mostram que as intensidades sobre os modais de transporte (grau de pressões) das atividades setoriais são distintas entre si quando esses

setores destinam suas exportações para os diferentes blocos. Ademais, essas pressões são influenciadas pela localização geográfica (efeito de proximidade e vizinhança) dos blocos comerciais e pelas peculiaridades que cada modal de transporte apresenta.

Portanto, dentre suas contribuições, este trabalho fornece, em particular, informações de demanda que subsidiam as decisões dos planejadores públicos na elaboração de políticas setoriais de exportação direcionadas para o não comprometimento da atual oferta de transporte no Brasil e para a realização de novos investimentos em infraestrutura de transporte que suporte uma participação contínua ou expansiva do país no mercado internacional.

Embora a metodologia tenha permitido traçar um retrato das pressões que as exportações para os blocos comerciais exercem sobre os principais modais de transporte, tanto numa análise geral como numa análise setorial, novas perspectivas de avanços e extensões podem ser abordadas, principalmente, em termos de detalhamentos e desagregações. Por exemplo:

- um exame dos requerimentos de modais de transporte através de uma matriz de insumo-produto inter-regional híbrida;
- um estudo dos impactos que as variações dos componentes da demanda final provocam sobre os requerimentos de transporte; e
- a utilização de um modelo econométrico de insumo-produto (modelo integrado).

ABSTRACT

The aim of this article is to estimate the requirements of transport modals (road, rail, airways and marine) by sectors exporting to Mercosur, European Union, NAFTA and rest of the world. This is accomplished by building a hybrid input-output matrix for the Brazilian economy in 2003 that incorporates the modals of transports as sectors. Thus, we have an inter-sectoral hybrid input-output model. The requirements coefficients show the more relevant sectors in terms of transport modal demand. The results indicate that geography issues influence the use of transport mode when Brazil exports to Mercosur, European Union, NAFTA and rest of the world.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. S. *Um modelo de equilíbrio geral aplicado espacial para planejamento e análise de políticas de transporte*. Tese (Doutorado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.
- ANDRADE, C. Apresentação. In: CONFEDERAÇÃO NACIONAL DO TRANSPORTE (CNT). *Atlas do transporte*. 1 ed. Brasília: CNT, 2007. Apresentação, p. 23. Disponível em: <www.cnt.org.br>. Acesso em: 12 mai. 2007.

ANTAQ – Agência Nacional de Transportes Aquaviários. *Anuário Estatístico*. Informações gerais e estatísticas dos portos. 2003. Disponível em: <<http://www.antaq.gov.br/NovositeAntaq/Anuarios/Portuario2003/Abertura.htm>>. Acesso em: 15 abr. 2007.

ANTT – Agência Nacional de Transportes Terrestres. *Relatório Anual de Acompanhamento das Concessões Ferroviárias*. 2003. Disponível em: <<http://www.antt.gov.br/relatorios/ferroviario/concessionarias2004/index.asp>>. Acesso em: 12 mai. 2007.

AZEREDO, L. C. L. *Investimento em infra-estrutura no Plano Plurianual (PPA) 2004-2007 – uma visão geral*. Rio de Janeiro: Ipea, p.47, jun. 2004. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/2004/td_1024.pdf>. Acesso em: 27 jan. 2007.

BANISTER, D.; BERECHMAN, Y. Transport investment and the promotion of economic growth. *Journal of Transport Geography*, Pergamon, v. 9, n. 3, p. 209-218, Sep. 2001.

BETARELLI JUNIOR, A. A. *Análise dos modais de transporte pela ótica dos blocos comerciais: uma abordagem inter-setorial de insumo-produto*. 2007. 173 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Faculdade de Economia e Administração, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2007.

BULLARD, C. W.; HERENDEEN, R. A. The energy cost of goods and services. *Energy Policy*, v. 3, n. 4, p. 268-278, 1975.

CHIARI, J. R. P.; DUARTE, F. C. F. Características estruturais da economia mineira. SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 10., 2002, Belo Horizonte. *Anais...* Belo Horizonte/MG: Centro de Planejamento e Desenvolvimento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, 2002.

GONÇALVES, P. M. B.; KAWAMOTO, E. Modelo de oferta de grãos para previsão da demanda por transporte de soja. *Ferrovia*, p. 154, 1995.

GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das contas nacionais. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 2, p. 277-299, 2005.

HAWDON, D.; PEARSON, P. Input-output simulations of energy, environment, economy interactions in the UK. *Energy Economics*, p. 73-86, 1995.

MARTINS, R. S. Prognósticos da demanda por transportes para grãos e estrangulamentos na infra-estrutura no estado do Paraná. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 39, n. 2, p. 51-80, 2001.

MDIC – Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. *Sistema ALICEWeb*. Dados de exportação do ano de 2003. Disponível em: <<http://alicesweb.desenvolvimento.gov.br/default.asp>>. Acesso em: 5 fev. 2007.

MELLO, J. C. *Transportes e desenvolvimento econômico*. Brasília: EBTU, 1984.

MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. *Input-output analysis: foundations and extensions*. New Jersey: Prentice Hall, 1985.

MONTEIRO, P. R. S. Sistemas de transportes. *Notas de aulas*. Portos e aeroportos – Departamento de Engenharia de Transporte e Geotecnia, Universidade Federal de Minas Gerais, 2006. Disponível em: <<http://etg.ufmg.br/~paulo/>>. Acesso em: 25 mar. 2007.

PEROBELLI, F. S.; FARIA, W. R.; GUILHOTO, J. J. M. Impacto das exportações brasileiras para o Mercosul, União Européia e Nafta sobre produção e emprego: uma análise de insumo-produto para 1997-2001. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006, Fortaleza. *Anais*. Fortaleza: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2006.

PEROBELLI, F. S.; MATTOS, R. S.; FARIA, W. R. A interdependência energética entre o estado de Minas Gerais e o restante do Brasil: uma análise inter-regional de insumo-produto. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 11., 2006, Diamantina. *Anais...* Diamantina/MG, 2006.

STEWART, M. InfoAmericas' transportation & logistics practice. Forum LatinAsia Business 2006. In: NELSON, S. A. *Infra-estrutura de transporte limita integração no Mercosul*. BBC Brasil, 14 set. 2006. Disponível em: <http://www.bbc.co.uk/portuguese/reporterbbc/story/2006/09/060914_estudoambrosiopus.shtml>.

TOYOSHIMA, S. H.; FERREIRA, M. J. Encadeamentos do setor de transportes na economia brasileira. *Planejamento e Políticas Públicas*, Brasília: Ipea, v. 25, p. 139-166, 2002.

ZHANG, Z.; FOLMER, H. Economic modeling approaches to cost estimates for the control of carbo dioxide emissions. *Energy Economics*, v. 20, n. 1, p. 101-120, 1998.

(Originais submetidos em janeiro de 2008. Última versão recebida em janeiro de 2009. Aprovado em janeiro de 2009.)

ANEXO A

Compatibilização dos capítulos NCM com os setores produtivos do modelo de insumo-produto

Código do setor	Descrição do setor produtivo	Código do capítulo NCM
1	Agropecuária	1, 5, 6, 7, 8, 10, 12 e 14
2	Extrativa mineral	25 e 26
3	Extração de petróleo, gás e outros	-
4	Minerais não-metálicos	68 e 69
5	Siderurgia	72 e 73
6	Metalurgia dos não-ferrosos	74, 75, 76, 78, 79 e 80
7	Outros metalúrgicos	81, 82 e 83
8	Máquinas e tratores	84
10	Material elétrico	85
11	Material eletrônico	90, 91 e 92
12	Automóveis, caminhões e ônibus	87
13	Outros veículos, peças e acessórios	86, 88 e 89
14	Madeira e mobiliário	44, 45, 46 e 94
15	Celulose, papel e gráfica	48 e 49
16	Indústria da borracha	40
17	Elementos químicos (não-petroquímicos)	28, 29, 31 e 47
18	Refino de petróleo e indústria petroquímica	27

(continua)

(continuação)

Cód. do setor	Descrição do setor produtivo	Código do capítulo NCM
19	Químicos diversos	32, 34, 35, 36 e 38
20	Farmacêuticos e perfumaria	30 e 33
21	Artigos plásticos	39
22	Indústria têxtil	50, 51, 52, 53, 54, 55, 56, 57, 58, 59 e 60
23	Artigos de vestuário	61, 62, 63, 65, 66 e 67
24	Fabricação de calçados e artigos de couro e peles	41, 42, 43 e 64
25	Indústria do café	9
26	Prod. benef. de origem vegetal	11, 13 e 24
27	Abate de animais	2, 3 e 16
28	Indústria de leite e laticínios	4
29	Fabricação de açúcar	17 e 18
30	Fabricação de óleos vegetais	15
31	Outros produtos alimentícios (bebidas e alimentos)	19, 20, 21, 22 e 23
32	Indústrias diversas	37, 70, 71, 93, 95, 96 e 97
33	Serviços industriais de utilidade pública (Siup)	-
34	Construção civil	-
35	Comércio	-
36	Transportes	-
37	Comunicações	-
38	Instituições financeiras	-
39	Serviços prestados às famílias	-
40	Serviços prestados às empresas	-
41	Aluguel de imóveis	-
42	Administração pública	-
43	Serviços privados não-mercantis	-

Fonte: Reprodução de Perobelli, Faria e Guilhoto (2006).

ANEXO B**Requerimentos líquidos totais dos setores *non-tradeables***

Bloco de comércio	Código	Setores	Rodoviário	Ferroviário	Fluvial	Marítimo	
Mercosul	33	Serviços industriais de utilidade pública (Siup)	0,00096	0,00066	0,00020	0,00062	
	34	Construção civil	0,00427	0,00475	0,00140	0,00392	
	35	Comércio	0,00423	0,00173	0,00076	0,00240	
	36	Transportes	0,00347	0,00165	0,00056	0,00186	
	37	Comunicações	0,00140	0,00069	0,00023	0,00070	
	38	Instituições financeiras	0,00039	0,00020	0,00007	0,00019	
	39	Serviços prestados às famílias	0,00346	0,00136	0,00056	0,00147	
	40	Serviços prestados às empresas	0,00227	0,00096	0,00029	0,00084	
	41	Aluguel de imóveis	0,00025	0,00024	0,00007	0,00020	
	42	Administração pública	0,00143	0,00061	0,00022	0,00063	
	43	Serviços privados não-mercantis	0,00050	0,00027	0,00010	0,00025	
	União Europeia	33	Serviços industriais de utilidade pública (Siup)	0,00306	0,00955	0,00063	0,01249
		34	Construção civil	0,01393	0,06907	0,00441	0,08210
35		Comércio	0,01110	0,02334	0,00207	0,03426	
36		Transportes	0,01547	0,02707	0,00194	0,04231	
37		Comunicações	0,00300	0,00961	0,00069	0,01252	
38		Instituições financeiras	0,00112	0,00317	0,00022	0,00425	
39		Serviços prestados às famílias	0,02314	0,03376	0,00261	0,05699	
40		Serviços prestados às empresas	0,00377	0,01355	0,00088	0,01714	
41		Aluguel de imóveis	0,00071	0,00340	0,00022	0,00407	
42		Administração pública	0,00443	0,01065	0,00080	0,01504	
43		Serviços privados não-mercantis	0,00294	0,00588	0,00042	0,00881	
Nafta		33	Serviços industriais de utilidade pública (Siup)	0,00389	0,00196	0,00032	0,00570
		34	Construção civil	0,01467	0,01336	0,00227	0,02680
	35	Comércio	0,01688	0,00489	0,00132	0,02201	
	36	Transportes	0,02457	0,00535	0,00098	0,02968	
	37	Comunicações	0,00309	0,00213	0,00037	0,00512	
	38	Instituições financeiras	0,00091	0,00046	0,00010	0,00133	
	39	Serviços prestados às famílias	0,00850	0,00398	0,00078	0,01229	
	40	Serviços prestados às empresas	0,00363	0,00209	0,00046	0,00553	
	41	Aluguel de imóveis	0,00075	0,00066	0,00011	0,00135	
	42	Administração pública	0,00313	0,00154	0,00035	0,00459	
	43	Serviços privados não-mercantis	0,00137	0,00062	0,00014	0,00193	

(continua)

(continuação)

Bloco de comércio	Código	Setores	Rodoviário	Ferrovário	Fluvial	Marítimo
Restante do mundo	33	Serviços industriais de utilidade pública (Siup)	0,01078	0,03631	0,00092	0,04669
	34	Construção civil	0,05238	0,24014	0,00570	0,29047
	35	Comércio	0,03720	0,09550	0,00381	0,13292
	36	Transportes	0,04848	0,11415	0,00325	0,16161
	37	Comunicações	0,01009	0,03581	0,00106	0,04554
	38	Instituições financeiras	0,00329	0,01108	0,00030	0,01422
	39	Serviços prestados às famílias	0,04600	0,11521	0,00366	0,16042
	40	Serviços prestados às empresas	0,01299	0,04750	0,00123	0,05956
	41	Aluguel de imóveis	0,00266	0,01189	0,00028	0,01444
	42	Administração pública	0,01173	0,03625	0,00113	0,04762
	43	Serviços privados não-mercantis	0,00771	0,02094	0,00058	0,02844

Fonte: Elaboração do autor.

ERRATUM

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

Maurício Cortez Reis e José Márcio Camargo

[*Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 37, n. 2, ago. 2007, p. 221-246]

Esse artigo traz duas afirmações que dão margem a interpretações errôneas dos resultados ali expressos.

Usando um modelo lógite multinomial (ou logit multinomial, como aparece no artigo), os autores investigam o efeito de rendas provenientes de aposentadorias e pensões sobre a escolha dos jovens entre as quatro seguintes opções: 1 – se dedicar exclusivamente ao trabalho; 2 – se dedicar exclusivamente ao estudo; 3 – combinar estudo com trabalho; ou 4 – não estudar nem trabalhar.

Como destacado pelo próprio texto original (p. 231), no modelo lógite multinomial “[os] coeficientes estimados para os grupos $j = 2, 3$ e 4 devem ser interpretados em relação ao grupo de referência”, no caso, o grupo 1. Embora os autores tenham seguido essa recomendação ao apresentar seus resultados na subseção 5.2, a interpretação correta dos mesmos não fica clara em duas passagens do artigo. A primeira está no resumo, no qual se lê:

“De acordo com os resultados encontrados, aumentos na renda domiciliar provenientes de aposentadorias e pensões reduzem a taxa de participação dos jovens no mercado de trabalho. Os resultados também indicam que essa redução na participação está associada a um aumento na proporção de jovens estudando, assim como a *um aumento na probabilidade de que os jovens não estejam estudando nem participando do mercado de trabalho.*” (grifos nossos)

Cabe ressaltar que os aumentos na proporção e na probabilidade mencionados na parte grifada são relativos aos vigentes para a opção de se dedicar exclusivamente ao trabalho.

A outra passagem, que aparece no segundo parágrafo da página 241, tem conteúdo bastante semelhante, e merece o mesmo comentário acima. Nessa passagem, os autores afirmam:

“Essa queda na taxa de participação parece estar associada a aumentos tanto na probabilidade de os jovens estarem estudando quanto na probabilidade de não participarem nem estudarem.”

Por fim, o Corpo Editorial de *Pesquisa e Planejamento Econômico* agradece ao professor Rodolfo Hoffmann (IE/Unicamp) por nos ter enviado uma nota esclarecendo esse ponto.

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

Índice do volume 38, 2008

ARTIGOS

MOBILIDADE INTERGERACIONAL DE RENDA NO BRASIL 1

Valéria Pero e Dimitri Szerman

CONVERGÊNCIA REGIONAL BRASILEIRA REVISITADA 37

Pedro Jucá Maciel, Joaquim Andrade e Vladimir Kühl Teles

EFEITOS DA SAÚDE NA IDADE DE ENTRADA À ESCOLA 67

Danielle Carusi Machado

RETORNO DA EDUCAÇÃO NO BRASIL 97

Fernando de Holanda Barbosa Filho e Samuel Pessôa

A LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL E OS SEUS IMPACTOS REGIONAIS SOBRE A POBREZA E A DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO BRASIL 127

Maurício Vaz Lobo Bittencourt, Donald W. Larson e David L. Kraybill

MERCOSUL: O IMPACTO DA LIBERALIZAÇÃO PREFERENCIAL E AS PERSPECTIVAS PARA A UNIÃO ADUANEIRA 167

André Filipe Zago de Azevedo

LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL, MUDANÇAS TECNOLÓGICAS E MERCADO DE TRABALHO NO BRASIL 197

Beatriz Muriel Hernández

UMA PERSPECTIVA MICROECONOMÉTRICA DO SALÁRIO DE RESERVA E DO DESEMPREGO NA DÉCADA DE 1990 NO BRASIL 227

Victor Hugo de Oliveira e José Raimundo de Carvalho

ASSIMETRIA CÍCLICA NA POLÍTICA FISCAL DOS ESTADOS BRASILEIROS 253

Fabiana Rocha e Ana Carolina Giuberti

CICLOS DE NEGÓCIOS EM UMA PERSPECTIVA NÃO-LINEAR: MODELO AUTO-REGRESSIVO DE "TRANSIÇÃO SUAVE" PARA O ÍNDICE GERAL DE PRODUÇÃO INDUSTRIAL BRASILEIRO E BENS DE CAPITAL 277

João Paulo Martin Faleiros e Denisard Cnéio de Oliveira Alves

**O INVESTIMENTO EM INFRA-ESTRUTURA NO
BRASIL: HISTÓRICO RECENTE E PERSPECTIVAS 307**

Cláudio R. Frischtak

**COMPETIÇÃO TRIBUTÁRIA REGIONAL NO BRASIL:
ANÁLISE COM UM MODELO EGC INTER-REGIONAL 351**

Alexandre Alves Porsse, Eduardo Amaral Haddad e
Eduardo Pontual Ribeiro

**ADMINISTRAÇÃO E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA
NO BRASIL: UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO 1996-2007 389**

Mário Jorge Cardoso de Mendonça, Manoel Carlos de Castro
Pires e Luis Alberto Toscano Medrano

**A RELAÇÃO ENTRE ALTURA, ESCOLARIDADE,
OCUPAÇÃO E SALÁRIOS NO BRASIL 413**

Andréa Zaitune Curi e Naércio Aquino Menezes-Filho

CAPITAL, RISCO E REGULAÇÃO DOS BANCOS NO BRASIL 459

Luiz Alberto D'Ávila de Araújo, Paulo de Melo Jorge Neto e Fabrício Linhares

**AS PRESSÕES DAS EXPORTAÇÕES SETORIAIS SOBRE
OS MODAIS DE TRANSPORTE: UMA ABORDAGEM
HÍBRIDA E INTER-SETORIAL DE INSUMO-PRODUTO 487**

Admir Antonio Betarelli Júnior, Suzana Quinet de Andrade
Bastos e Fernando Salgueiro Perobelli

ERRATUM 521

AUTORES

ALVES, Denisard Cnéio de Oliveira

Ciclos de negócios em uma perspectiva não-linear: modelo
auto-regressivo de "transição suave" para o índice geral de
produção industrial brasileiro e bens de capital 277

ANDRADE, Joaquim

Convergência regional brasileira revisitada 37

ARAÚJO, Luiz Alberto D'Ávila de

Capital, risco e regulação nos bancos do Brasil 459

AZEVEDO, André Filipe Zago de

Mercosul: o impacto da liberalização preferencial
e as perspectivas para a união aduaneira 167

BARBOSA FILHO, Fernando de Holanda

Retorno da educação no Brasil 97

BASTOS, Suzana Quinet de Andrade

As pressões das exportações setoriais sobre os modais de transporte: uma abordagem híbrida e inter-setorial de insumo-produto 487

BETARELLI JÚNIOR, Admir Antonio

As pressões das exportações setoriais sobre os modais de transporte: uma abordagem híbrida e inter-setorial de insumo-produto 487

BITTENCOURT, Maurício Vaz Lobo

A liberalização comercial e os seus impactos regionais sobre a pobreza e a distribuição de renda no Brasil 127

CARVALHO, José Raimundo de

Uma perspectiva microeconométrica do salário de reserva e do desemprego na década de 1990 no Brasil 227

CURI, Andréa Zaitune

A relação entre altura, escolaridade, ocupação e salários no Brasil

FALEIROS, João Paulo Martin

Ciclos de negócios em uma perspectiva não-linear: modelo auto-regressivo de “transição suave” para o índice geral de produção industrial brasileiro e bens de capital 277

FRISCHTAK, Cláudio R.

O investimento em infra-estrutura no Brasil: histórico recente e perspectivas 307

GIUBERTI, Ana Carolina

Assimetria cíclica na política fiscal dos estados brasileiros 253

HADDAD, Eduardo Amaral

Competição tributária regional no Brasil: análise com um modelo EGC inter-regional 351

HERNÁNDEZ, Beatriz Muriel

Liberalização comercial, mudanças tecnológicas e mercado de trabalho no Brasil 197

JORGE NETO, Paulo de Melo

Capital, risco e regulação nos bancos do Brasil 459

KRAYBILL, David L.

A liberalização comercial e os seus impactos regionais sobre a pobreza e a distribuição de renda no Brasil 127

LARSON, Donald W.

A liberalização comercial e os seus impactos regionais sobre a pobreza e a distribuição de renda no Brasil 127

LINHARES, Fabrício

Capital, risco e regulação nos bancos do Brasil 459

MACHADO, Danielle Carusi

Efeitos da saúde na idade de entrada à escola 67

MACIEL, Pedro Jucá

Convergência regional brasileira revisitada 37

MEDRANO, Luís Alberto Toscano

Administração e sustentabilidade da dívida pública no Brasil: uma análise para o período 1996-2007 389

MENDONÇA, Mário Jorge Cardoso de

Administração e sustentabilidade da dívida pública no Brasil: uma análise para o período 1996-2007 389

MENEZES-FILHO, Naércio Aquino

A relação entre altura, escolaridade, ocupação e salários no Brasil 413

OLIVEIRA, Víctor Hugo de

Uma perspectiva microeconômica do salário de reserva e do desemprego na década de 1990 no Brasil 227

PERO, Valéria

Mobilidade intergeracional de renda no Brasil 1

PEROBELLI, Fernando Salgueiro

As pressões das exportações setoriais sobre os modais de transporte: uma abordagem híbrida e inter-setorial de insumo-produto 487

PESSÔA, Samuel

Retorno da educação no Brasil 97

PIRES, Manoel Carlos de Castro

Administração e sustentabilidade da dívida pública no Brasil: uma análise para o período 1996-2007 389

PORSSE, Alexandre Alves

Competição tributária regional no Brasil: análise com um modelo EGC inter-regional 351

RIBEIRO, Eduardo Pontual

Competição tributária regional no Brasil:
análise com um modelo EGC inter-regional 351

ROCHA, Fabiana

Assimetria cíclica na política fiscal dos estados brasileiros 253

SZERMAN, Dimitri

Mobilidade intergeracional de renda no Brasil 1

TELES, Vladimir Kühl

Convergência regional brasileira revisitada 37

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Lucia Duarte Moreira

Alejandro Sainz de Vicuña

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Fabiana da Silva Matos

Miriam Nunes da Fonseca

Roberta da Costa de Sousa

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Camila Guimarães Simas

Carlos Henrique Santos Vianna

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.
2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.
3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.
4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.
5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.
6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.
7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.
8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.
9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO (PPE)

Publicação quadrimestral de análises teóricas e empíricas sobre problemas econômicos elaboradas por pesquisadores do Ipea e de outras instituições.

ISSN 0100-0551



Apoio editorial



Ipea - Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Secretaria de Assuntos
Estratégicos

