volume 38 | número 1 | abril 2008

pesquisa e planejamento econômico ▪ ppe

ipea

MOBILIDADE INTERGERACIONAL DE RENDA NO BRASIL
Valéria Pero, Dimitri Szerman

CONVERGÊNCIA REGIONAL BRASILEIRA REVISITADA
Pedro Jucá Maciel, Joaquim Andrade, Vladimir Kühl Teles

EFEITOS DA SAÚDE NA IDADE DE ENTRADA À ESCOLA
Danielle Carusi Machado

RETORNO DA EDUCAÇÃO NO BRASIL
Fernando de Holanda Barbosa Filho, Samuel Pessôa

A LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL E OS SEUS IMPACTOS REGIONAIS SOBRE A POBREZA E A DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO BRASIL
Maurício Vaz Lobo Bittencourt, Donald W. Larson, David L. Kraybill

MERCOSUL: O IMPACTO DA LIBERALIZAÇÃO PREFERENCIAL E AS PERSPECTIVAS PARA A UNIÃO ADUANEIRA
André Filipe Zago de Azevedo

Presidência da República

Ministro de Estado Extraordinário de Assuntos Estratégicos - Roberto Mangabeira Unger

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

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

Presidente
Marcio Pochmann

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 de Comunicação
Estanislau Maria de Freitas Júnior

Corpo Editorial

Editores Interinos
Claudio Ferraz
Marco Antônio F. de H.Cavalcanti

Membros
Carlos Henrique Corseuil
Eduardo Pontual Ribeiro
Elcyon Caiado Rocha Lima
Fábio Kanczuk
Miguel Foguel
Samuel de Abreu Pessôa

Secretária-Executiva
Angélica Ferreira de Barros

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

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

volume 38 | número 1 | abril 2008

pesquisa e planejamento econômico ▪ ppe

ipea

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2008

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 da Presidência da República.

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

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

MOBILIDADE INTERGERACIONAL DE RENDA NO BRASIL*

Valéria Pero**
Dimitri Szerman***

Este artigo utiliza metodologias alternativas para estimar o grau de mobilidade intergeracional de renda no Brasil. Pela aplicação do estimador de variáveis instrumentais em duas amostras, proposto por Björklund e Jäntti (1997), verificou-se que a persistência intergeracional da renda familiar *per capita* é maior do que a de outros conceitos de renda. Além disso, todas as medidas baseadas em matrizes de transição apontam o Brasil como o país com menor mobilidade intergeracional, em comparação com países desenvolvidos. Por fim, nossos resultados baseados na metodologia de Benabou e Ok (2001) indicam que a estrutura de mobilidade do Brasil reduz o Gini em 20 pontos percentuais, o que equivale a dizer que a desigualdade de oportunidades é responsável por algo em torno de 67% da desigualdade observada.

1 INTRODUÇÃO

Vários estudos têm mostrado que a desigualdade de renda do Brasil é uma das maiores do mundo e tem se mantido estável ao longo dos últimos 30 anos. Uma fonte potencial de desigualdade é a transmissão intergeracional de renda: se filhos de pais ricos tendem a ser igualmente ricos e, simetricamente, filhos de pais pobres tendem a ser pobres, então pode-se dizer que a desigualdade é transmitida através das gerações. Em outras palavras, o grau de persistência de *status* econômico entre gerações é diretamente relacionado com o grau de persistência da desigualdade ao longo do tempo.

Além de estar relacionada com a desigualdade de resultados, a transmissão intergeracional de *status* econômico é identificada com a parte da desigualdade relativa às oportunidades. Existe um consenso na literatura econômica segundo o qual esse tipo de desigualdade – a de oportunidades – é pior, sob a perspectiva da justiça social, do que a de resultados. Assim, políticas redistributivas apropriadas são justificadas por evidências de baixa mobilidade intergeracional.

Considerando-se a importância da mobilidade intergeracional de renda para a determinação dos diferentes tipos de desigualdade, é surpreendente o número reduzido de estudos que têm se dedicado a analisar o tema no Brasil. Os únicos trabalhos que tratam especificamente da mobilidade intergeracional de renda no país são os de Dunn (2004) e de Ferreira e Veloso (2006, 2003a). Dunn (2004) encontra estimativas da persistência de renda do trabalho no Brasil que colocam o

* Gostaríamos de agradecer ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo auxílio financeiro à pesquisa relativa ao Edital Universal 01/2002.

** Professora do Instituto de Economia da UFRJ e pesquisadora associada do Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade (IETS).

*** Mestre em economia pelo Instituto de Economia da UFRJ E doutorando da London School of Economics.

país no topo da lista dos países com maior imobilidade intergeracional de renda. Em Ferreira e Veloso (2006), os autores mostram que o grau de mobilidade intergeracional de salários é baixo no Brasil, e que tem variado ao longo do tempo, aumentando para coortes mais jovens. Em Ferreira e Veloso (2003a) é corroborada a hipótese de que restrições ao crédito constituem um fator gerador de transmissão intergeracional no Brasil, ao contrário das evidências em outros países, como o Canadá.

Parte da literatura que estuda as fontes de desigualdade tem como foco o papel do *background* familiar na determinação de salários (Lam; Schoeni, 1993), ou na mobilidade intergeracional de educação (Ferreira; Veloso, 2003b; Barros *et al.* 2001) e de ocupação (do Valle e Silva; Pastore (2000), De uma maneira geral, a conclusão desses trabalhos é que há significativa transmissão de *status* entre as gerações, o que contribui para a persistência das desigualdades.

O presente artigo tem como objetivo principal estimar o grau de mobilidade intergeracional de renda no Brasil utilizando metodologias alternativas, e compará-lo com estimativas de outros países. Para tanto, adotamos duas abordagens com base nos dados do suplemento de mobilidade social da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1996, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Primeiro, estimamos o grau de persistência de *status* econômico para diferentes conceitos de renda e de amostras por meio do método de variáveis instrumentais em duas amostras – two-sample instrumental variables (TSIV) – aplicado por Björklund e Jäntti (1997). Em seguida, utilizamos matrizes de transição quantílicas para estimar medidas alternativas de mobilidade. Em particular, aplicamos as metodologias propostas por Atkinson (1983) para avaliação da mobilidade segundo seus efeitos sobre o bem-estar social; de Benabou e Ok (2001), para avaliar a progressividade da estrutura de mobilidade no Brasil; e de Bigard, Guillotin e Lucifora (1998), para a identificação das barreiras à mobilidade de renda.

O artigo apresenta evidências empíricas de que a persistência intergeracional da renda familiar *per capita* é maior do que a de outros conceitos de renda. Além disso, não encontramos evidência de que as correlações entre pais e filhos sejam diferentes daquelas entre pais e filhas. Todas as medidas baseadas em matrizes de transição apontam o Brasil como o país com menor mobilidade intergeracional, em comparação com países desenvolvidos para os quais encontramos dados disponíveis na literatura, reforçando os resultados já encontrados por Ferreira e Veloso (2006). A análise de progressividade revela que a estrutura de mobilidade do Brasil reduz o Gini em 20 pontos percentuais (p.p.), o que equivale a dizer que a desigualdade de oportunidades é responsável por algo em torno de 67% da desigualdade observada. Essa estimativa é bem superior à encontrada pela metodologia de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2003) que mostram uma contribuição de 15%-20% da desigualdade de oportunidades para o Gini.

Assim, este artigo está estruturado da seguinte forma: a esta introdução segue-se a seção 2, em que apresentamos a descrição da base de dados e das variáveis de análise; a seção 3 descreve a metodologia para estimação da persistência de *status* econômico utilizando o método de variáveis instrumentais de duas amostras e analisa os resultados; a seção 4 refere-se à análise da mobilidade a partir das matrizes de transição – para tanto, apresentamos inicialmente as diferentes metodologias e, em seguida, as análises dos resultados; a quinta e última seção apresenta a conclusão.

2 DADOS E DEFINIÇÕES DE VARIÁVEIS

A Pnad tem sido realizada anualmente pelo IBGE desde 1973. Apesar de essa pesquisa não possuir uma estrutura em painel, geralmente essencial para análises sistemáticas de mobilidade, as Pnads de 1973, 1976, 1982, 1988 e 1996 continham suplementos sobre mobilidade social, os quais traziam questões retrospectivas sobre a educação e a ocupação dos pais dos respondentes.

Para a implementação do TSIV, utilizamos as Pnads de 1996 e de 1977. A primeira, a que nos referimos como a "amostra dos filhos", traz informações sobre as rendas destes, bem como sobre as características (educação e ocupação) dos pais reportadas pelos filhos.[1] Por sua vez, a amostra de 1977, ou a "amostra dos pais", fornece informações sobre as rendas e as características dos pais "sintéticos". Restringimos a amostra dos filhos a famílias cujos chefes tenham nascido entre 1957 e 1966 e que reportaram a educação e a ocupação dos pais, com rendimentos positivos e participando do mercado de trabalho com jornada mínima de 40 horas semanais. Além de permitir comparações com outros estudos,[2] a escolha dessa faixa etária permite comparar pais e filhos em estágios semelhantes dos seus ciclos de vida. A fim de compatibilizar as amostras, a dos pais é restrita a homens, chefes de domicílios onde residiam filhos nascidos entre 1957 e 1966, que reportaram sua educação e ocupação, tendo rendimentos positivos e participando no mercado de trabalho com jornada mínima de 40 horas semanais. A aplicação desses filtros gerou uma amostra de filhos com 12.147 indivíduos, e de pais com 28.835 indivíduos.

Neste trabalho são utilizados três conceitos de renda: renda mensal de todos os trabalhos (RTRA), renda pessoal (RPES) e renda familiar *per capita* (RFPC). Na RPES estão incluídos os RTRA, de capital e benefícios como aposentadorias e pensões. A RFPC é a razão das rendas pessoais de todos os membros do núcleo

1. Os filhos tinham 15 anos de idade ao responderem o questionário da Pnad sobre as características dos pais.

2. A amostra de filhos foi construída de modo a ficar o mais próximo possível da amostra de Björklund e Jäntti (1997). No entanto, para evitar problemas de seletividade devidos à participação das mulheres no mercado de trabalho, os autores utilizam somente pares de pais e filhos, excluindo mães e filhas. Ao utilizarmos apenas chefes de família, o problema da participação no mercado de trabalho é superado. Ainda assim, faremos uma análise separada para filhos e filhas. Por outro lado, a amostra dos pais contém apenas indivíduos do sexo masculino, uma vez que os respondentes em 1996 reportam apenas a ocupação dos pais, e não a das mães. Adiante faremos testes de robustez dos resultados encontrados, mudando os filtros das amostras.

familiar pelo número de membros da família. A tabela 1 mostra as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.[3]

TABELA 1
Estatísticas descritivas das amostras de pais e filhos – Pnads de 1977 e 1996

	Amostra de filhos		Amostra de pais
	Média		Média
Idade	34,50		46,60
	(2,84)		(8,45)
RTRA	6,05		6,02
	(0,99)		(1,02)
RPES	6,07		6,09
	(0,99)		(1,05)
RFPC	5,04		4,63
	(1,15)		(1,12)
	Filho	Pai (A)	Pai (B)
Educação			
0	0,1	0,35	0,32
1-3	0,14	0,3	0,3
4	0,14	0,2	0,17
5-7	0,17	0,03	0,08
8	0,11	0,04	0,04
9-10	0,05	0,01	0,01
11	0,16	0,04	0,03
12-15	0,04	0	0,01
≥16	0,09	0,03	0,03
Ocupação			
I	0,16	0,23	0,21
II	0,06	0,04	0,07
III	0,17	0,34	0,28
IV	0,09	0,05	0,06
V	0,05	0,03	0,03
VI	0,14	0,09	0,11
VII	0,11	0,08	0,08
VIII	0,06	0,04	0,05
IX	0,12	0,08	0,09
X	0,04	0,02	0,02
N		12.147	28.835

Fonte: Cálculos dos autores a partir de dados da Pnads 1996 e 1977.

Notas: Desvios-padrão entre parênteses. Valores monetários expressos em logaritmos de reais de 1996 deflacionados pelo índice proposto por Barros e Ferreira (1999).

3. Os tamanhos das amostras variam de acordo com o conceito de renda utilizado, devido às diferenças de renda nula e não-resposta entre as variáveis. Na tabela 1, os tamanhos das amostras se referem à renda familiar *per capita*.

Os indivíduos da amostra de 1996 reportam a educação de seus pais em nove níveis, o que nos leva a agregar a educação dos filhos também em nove níveis. As ocupações foram reportadas em cerca de 220 códigos. A estratégia de agregação adotada foi a seguinte: ordenamos as ocupações em 1977 pela média da sua remuneração e dividimos as ocupações em dez grupos, de maneira que cada grupo contenha a mesma quantidade de ocupações. Assim, o grupo I contém as 22 ocupações com as menores remunerações médias, enquanto o grupo X contém as 22 ocupações com as melhores remunerações médias.

Nota-se que a distribuição das variáveis que utilizamos para predizer a renda dos pais (coluna B) é próxima da distribuição das características dos pais reportadas pelos filhos (coluna A). Ainda assim há algumas diferenças: por exemplo, filhos reportam que 35% de seus pais são analfabetos, enquanto apenas 32% dos pais se declaram sem escolaridade em 1977. Caso a educação e a ocupação sejam correlacionadas com o número de filhos, as diferenças podem estar relacionadas ao fato de que pais com muitos filhos estão sobre-representados na amostra de filhos.

3 ESTIMATIVAS DA PERSISTÊNCIA DE *STATUS*

3.1 Metodologia

Na linha introduzida por Becker e Tomes (1979, 1986), diversos autores têm analisado a mobilidade intergeracional a partir da elasticidade entre as rendas de pais e de filhos, em que valores mais elevados expressam uma sociedade com menor mobilidade. Formalmente, o modelo econométrico a ser estimado pode ser descrito como

$$y_{si} = \alpha + \beta y_{fi} + \varepsilon_i \tag{1}$$

onde Cov(ε, y_f) = 0, e y_{fi} é o logaritmo da renda permanente do pai da família *i* e y_{si} o análogo para o filho.

Pelo menos três problemas são encontrados ao se tentar estimar a equação (1). Um primeiro problema, originalmente notado por Friedman (1957), vem do fato de que o pesquisador, de posse de dados em *cross-section*, observa apenas *proxies* de y_f contaminadas tanto por flutuações transitórias de renda como por erros aleatórios de medida. Conseqüentemente, há um viés atenuador, o que significa que para valores positivos de β espera-se um viés negativo nas estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

A solução clássica para o problema de erros-nas-variáveis é o uso de variáveis instrumentais (VI),[4] e aqui encontra-se o segundo problema com (1). A dificuldade em se encontrar um instrumento não-correlacionado com y_s introduz vieses no estimador de VI. Solon (1992) e Zimmerman (1992) mostram que para um instrumento I, correlações positivas entre y_s e I e entre y_f e I garantem que o viés em $\hat{\beta}_{VI}$ seja positivo. Por isso, Solon utiliza a educação do pai como instrumento, propondo assim o uso dos estimadores de MQO e de VI para que se obtenham, respectivamente, limites inferiores e superiores de β.

No entanto – e aqui se encontra o terceiro problema –, os estimadores de MQO e de VI requerem dados longitudinais com uma janela longa o suficiente para que se observem pais e filhos em estágios comparáveis dos seus ciclos de vida. Dados desse tipo são obtidos apenas a custos muito altos, o que torna sua disponibilidade rara. De fato, para a maioria dos países, inclusive o Brasil, tais dados inexistem.

O procedimento adotado neste trabalho é uma extensão da estratégia de Solon feita por Björklund e Jäntti (1997), que aplicam o estimador VI em duas amostras (TSIV)[5] para estimar β. A idéia é a de que os momentos amostrais necessários para a estimação de $\hat{\beta}_{VI}$ são calculados a partir de duas amostras independentes entre si. Na primeira amostra, informações da variável independente a ser instrumentalizada (a renda dos pais) e dos instrumentos (a educação e a ocupação dos pais) fornecem $\mathrm{Cov}(\hat{y}_f, I)$. Na segunda amostra tem-se a variável dependente (a renda dos filhos) e, novamente, os instrumentos (a educação e a ocupação dos pais), o que permite estimar $\mathrm{Cov}(\hat{y}_f, I)$. O estimador de TSIV é equivalente ao estimador de VI quando: *a*) as duas amostras se referem à mesma superpopulação, isto é, quando os momentos amostrais são assintoticamente iguais em ambas as amostras; e *b*) não há erro de medida maior nas respostas dos filhos sobre as características dos pais do que nas dos próprios pais (ver Angrist; Krueger, 1992). Como discutido na seção 1, a hipótese (*a*) é verificada, pois a distribuição dos instrumentos reportados pelos pais é próxima daquela reportada pelos filhos. Este trabalho prossegue assumindo a hipótese (*b*).

Sob essas condições, a implementação do estimador de TSIV é equivalente ao procedimento de mínimos quadrados em dois estágios. No 1º estágio utilizam-se

4. Alternativamente, Solon (1992) e Zimmerman (1992) sugeriram o uso da média de várias observações de y_{fi} ao longo do tempo, caso o pesquisador disponha de tais dados. Apesar de não eliminar totalmente o viés decorrente de erros-nas-variáveis, esse procedimento possui a vantagem de não basear-se nas hipóteses necessárias para a validade de VIs.

5. O estimador de TSIV foi originalmente desenvolvido por Angrist e Krueger (1992) e por Arellano e Meghir (1992). Agradecemos a um dos pareceristas por chamar a atenção para o fato de que Björklund e Jäntti (1997) utilizam mínimos quadrados em dois estágios em duas amostras (TS2SLS), e não TSIV, como notado por Inoue e Solon (2005). No entanto, os mesmos autores também mostram que os limites de probabilidade (plim) de ambos os estimadores são equivalentes e que, em geral, *TS2SLS* é assintoticamente mais eficiente. Ainda que o termo TS2SLS seja tecnicamente mais preciso, seguimos a literatura e utilizamos a sigla TSIV para denotar o estimador descrito na seção 3.

os dados da amostra dos pais para fazer uma regressão da renda do pai nas suas características (educação e ocupação). Com os coeficientes estimados na regressão de 1º estágio e com as características dos pais reportadas pelos filhos construímos as rendas preditas dos pais. Finalmente, na regressão de 2º estágio, projetamos a renda do filho numa constante e na renda predita do pai.[6]

Como o estimador de TSIV é equivalente ao de VI, espera-se um viés positivo nas estimativas de β, pois os instrumentos utilizados são positivamente correlacionados com a renda do pai e com a renda do filho. A escolha dos instrumentos é, portanto, um fator determinante da magnitude desse viés.[7] Três conjuntos de instrumentos são utilizados neste trabalho: *a*) educação e ocupação; *b*) apenas educação; e *c*) apenas ocupação. Uma discussão detalhada de como selecionar a estimativa preferida é feita na subseção 3.2 e no apêndice B.

3.2 Resultados

A tabela 2 apresenta os resultados de $\hat{\beta}_{TSIV}$ para os três conceitos de renda a partir dos dados das Pnads de 1996 e 1977. Além de utilizarmos a amostra de filhos completa, separamos homens e mulheres da amostra de 1996, criando assim uma amostra de filhos e outra de filhas.[8] Há duas justificativas para essa separação. De um ponto de vista teórico, filhos e filhas experimentariam diferentes graus de mobilidade com respeito a seus pais caso houvesse diferenças sistemáticas entre sexos na transmissão de capital humano e de características genéticas, ou no retorno aos investimentos em capital humano. Além disso, essa separação permite uma comparação mais precisa das nossas estimativas com as de estudos para outros países, que comumente utilizam amostras contendo apenas homens. Além de resultados separados para filhos e filhas, a tabela 2 reporta resultados com ajuste para idade pelo método dos resíduos,[9] a fim de se corrigirem diferenças no ciclo de vida entre pais e filhos. Resultados utilizando outras definições de amostras e de variáveis são descritos e reportados em mais detalhes na subseção 3.2.1 e no apêndice.

---

6. Seguindo esse procedimento, Björklund e Jäntti (1997) sugerem que os erros-padrão das estimativas de β sejam calculados por meio de uma rotina de *bootstrap*. Primeiro, uma amostra de *bootstrap* da amostra de pais é utilizada para estimar a regressão de 1º estágio. Em seguida, uma amostra de *bootstrap* é tirada da amostra de filhos, e as estimativas obtidas no estágio anterior são usadas para construir as rendas preditas dos pais. A regressão 1 é finalmente estimada. Após repetir esse procedimento mil vezes, utilizamos os desvios-padrão das mil estimativas de *bootstrap* como os erros-padrão de $\hat{\beta}$.

7. Enquanto Solon propôs o uso de apenas um instrumento (educação), Björklund e Jäntti utilizam dois instrumentos (educação e ocupação), mas não discutem os possíveis efeitos dessa escolha.

8. Em cada caso, a amostra de 1977 é filtrada apropriadamente para que contenha apenas chefes de domicílios onde residiam filhos ou filhas. Note-se, contudo, que pais com um filho e uma filha, ambos nascidos entre 1957 e 1966, entram nas duas amostras. Os tamanhos de cada definição de amostras estão na tabela A.1 do apêndice A.

9. O método dos resíduos consiste em: *a*) fazer uma projeção ortogonal da renda dos indivíduos numa constante, idade e idade ao quadrado; e *b*) tomar os resíduos dessa projeção como a variável de renda a ser utilizada nas demais regressões. O método é comumente utilizado pela literatura (*e.g.* Grawe, 2004). Alternativamente, incluímos a idade do filho na regressão de 2º estágio, mas as estimativas não diferiram significativamente das obtidas pelo método dos resíduos. Infelizmente, não foi possível adicionar a idade do pai na regressão de 2º estágio, pois essa variável não é observada na amostra de 1996.

TABELA 2
Estimativas da persistência intergeracional de renda no Brasil

Amostra	Não ajustado para idade			Ajustado para idade		
	RTRA	RPES	RFPC	RTRA	RPES	RFPC
Painel A: educação e ocupação como instrumentos						
Todos	0,72	0,70	0,85	0,74	0,72	0,86
	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
Filhos	0,73	0,71	0,86	0,75	0,73	0,86
	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)
Filhas	0,72	0,70	0,83	0,74	0,72	0,84
	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)
Painel B: educação como instrumento						
Todos	0,75	0,74	0,88	0,78	0,77	0,89
	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)
Filhos	0,76	0,75	0,90	0,79	0,77	0,89
	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,02)
Filhas	0,76	0,74	0,87	0,79	0,76	0,87
	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)
Painel C: ocupação como instrumento						
Todos	0,64	0,63	0,77	0,66	0,65	0,78
	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)
Filhos	0,65	0,64	0,79	0,67	0,66	0,79
	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
Filhas	0,67	0,64	0,77	0,69	0,66	0,77
	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)

Fonte: Cálculos dos autores a partir de dados da Pnad 1996 e 1977.

Notas: Erros-padrão entre parênteses. Os erros-padrão foram calculados de acordo com a rotina de *bootstrap* descrita na subseção 3.1

As estimativas das elasticidades entre as rendas dos filhos e dos pais para os diferentes conceitos de renda são todas estatisticamente significativas, variando entre 0,635 e 0,904. Uma rápida inspeção da tabela 2 revela alguns padrões na variação das estimativas.

Primeiro, o uso de diferentes conjuntos de instrumentos é a causa das maiores variações nas estimativas. Como previsto, as estimativas que utilizam apenas a ocupação como instrumento são sistematica e significativamente menores do que as estimativas obtidas a partir de conjuntos de instrumentos que incluem a educação.[10] Uma vez que o indicador de ocupação foi construído a partir da renda, espera-se que a correlação entre essas variáveis seja alta o suficiente para produzir

10. As estatísticas desses testes de hipótese estão na tabela A.2 do apêndice. Deve ser notado que as estimativas obtidas com a amostra contendo apenas filhas nem sempre variam significativamente de acordo com o instrumento. Isso se deve ao fato de que as amostras de filhas possuem números de observações bastante reduzidos – em média 1.900 (ver a tabela A.1) – quando comparados às amostras de filhos – em média 12.100 observações –, o que por sua vez produz erros-padrão maiores.

vieses pequenos. Como essa correlação deve ser maior do que aquela entre a educação e a renda do pai, o uso da educação como instrumento deve produzir vieses maiores do que as estimativas que utilizem a ocupação. O viés decorrente do uso de ambas as variáveis no vetor de instrumentos já é menos claro, pois o efeito de uma correlação maior entre os dois instrumentos e a variável endógena pode ser mitigado pela introdução de mais variância nos instrumentos.[11]

Essa informação é útil para comparações com estimativas de outros países: se o objetivo fosse comparar estimativas o mais próximas possível do real valor de β, então as estimativas do painel C da tabela 2 deveriam ser usadas. Caso o objetivo seja comparar estimativas que utilizem o mesmo conjunto de instrumentos, os resultados dos painéis A e B provavelmente serão os utilizados.

Segundo, há diferenças significativas nas elasticidades entre os diferentes conceitos de renda.[12] A tabela 2 revela que a elasticidade da RFPC é significativamente maior do que as elasticidades dos outros dois conceitos de renda: enquanto a média das estimativas para RFPC é 0,86, as médias das estimativas para RTRA e RPES são 0,73 e 0,72, respectivamente. Isso pode ser interpretado como um indício da importância da formação de domicílio na determinação da persistência de *status* entre gerações.[13] Esse resultado também segue o padrão encontrado em outros estudos empíricos (ver, por exemplo, Mulligan, 1997, cap. 7), além de corroborar a predição do modelo de transmissão intergeracional de *status* econômico de Mulligan (1997). Um resultado desse modelo – que não é corroborado pelas nossas estimativas –, no entanto, é o de que a persistência da renda pessoal é maior do que a de rendimentos do trabalho.

Terceiro, controles para a idade aumentam apenas ligeiramente as estimativas das elasticidades: os β's da renda do trabalho são aumentados, em média, em 3%, enquanto os da renda pessoal se elevam em 1%.[14] Contudo, essas diferenças não são significativas aos níveis de significância usuais.[15] Esse resultado também segue o padrão encontrado em outros estudos empíricos (ver, por exemplo, Björklund; Jäntti, 1997; Zimmerman, 1992; Atkinson, 1981), mas é contrário à evidência

11. Como pode ser visto no apêndice C, nem a direção do viés pode ser definida apenas com hipóteses sobre os sinais das correlações entre os instrumentos e a variável endógena, dos coeficientes da regressão da variável dependente nos instrumentos e da correlação entre os instrumentos.

12. As estatísticas desses testes de hipótese estão na tabela A.3 do apêndice.

13. Por outro lado, as diferenças nas elasticidades entre as diferentes medidas de renda podem estar refletindo o fato de que diferentes medidas de renda estão associadas aos instrumentos em graus distintos. De fato, a tabela B.1do apêndice mostra que as estatísticas R^2 das regressões de 1º estágio são sistematicamente menores quando a variável de renda é a RFPC. No apêndice B é feita uma análise mostrando que o controle para o efeito da correlação entre os instrumentos e as medidas de renda não altera a conclusão de que as elasticidades para RFPC são maiores do que os dos outros dois conceitos de renda.

14. O ajustamento do ciclo de vida pela inclusão da variável de idade na regressão de 2º estágio eleva ainda menos as estimativas de β.

15. Ver tabela A.4 do apêndice.

apresentada por Ferreira e Veloso (2003a), que encontram uma redução de 9,5% quando controlam para a idade do filho na regressão de 2º estágio.[16]

Quarto, as elasticidades entre pares de pai e filha tendem a ser maiores do que as elasticidades entre pai e filho, principalmente na transmissão de rendimentos. Ainda assim, não podemos rejeitar a hipótese de que esses parâmetros sejam iguais aos níveis de significância usuais.[17] Esse resultado está de acordo com aqueles apresentados pela literatura (por exemplo, Dearden; Machin; Reed, 1997).[18]

3.2.1 Robustez dos resultados

A robustez desses resultados foi testada por meio de mudanças nos critérios de seleção das amostras, nas definições das variáveis e nos métodos para controlar o efeito da idade. Primeiro, as amostras foram restritas a indivíduos ocupados em tempo integral (jornada mínima de 40 horas semanais), o que provocou uma redução não-significativa em 43 das 54 estimativas apresentadas na tabela 2. O alargamento da faixa etária para filhos entre 30 e 45 anos tampouco altera as conclusões.[19] Outras 11 definições das variáveis de renda foram testadas. As elasticidades entre rendimentos do trabalho principal não diferem significativamente das elasticidades para RTRA. Variáveis medidas em salário/hora tampouco alteram as estimativas, bem como o uso da renda familiar, domiciliar ou domiciliar *per capita* no lugar da RFPC. Além disso, as variáveis de renda foram deflacionadas espacialmente a fim de corrigir para as diferenças nos custos de vida entre as regiões geográficas, mas os resultados permaneceram em grande medida inalterados. Os resultados também se mostraram robustos a mudanças na agregação das ocupações. Foram testadas agregações por variantes da classificação proposta por Silva e Pastore (2000), pela mediana da renda, além de ser usada uma variável contínua. O mesmo se aplica ao uso da educação como variável contínua medida no ponto médio de cada uma das nove faixas.

---

16. Sem o uso de controles, Ferreira e Veloso estimam β em 0,73. Quando a idade do filho é adicionada à regressão de 2º estágio, a estimativa é de 0,66. Deve-se notar, contudo, que o trabalho de Ferreira e Veloso utiliza diferentes definições de amostra. Em particular, a amostra de filhos selecionada pelos autores é constituída por homens entre 25 e 64 anos de idade, o que pode explicar a diferença da direção do ajuste para o ciclo de vida entre as nossas estimativas.

17. Ver tabela A. 5 no apêndice.

18. Vale dizer que a amostra de filhas, por excluir aquelas que não participam do mercado de trabalho, é mais homogênea do que a amostra de filhos. Como notado por Solon (1992), isso pode estar introduzindo vieses negativos nas estimativas das elasticidades entre pai e filha.

19. No entanto, faixas etárias mais largas são inconvenientes por dois motivos. Primeiro, domicílios com filhos mais velhos tendem a ficar sub-representados na amostra dos pais. Segundo, a incorporação de filhos mais jovens pode introduzir erro-de-medida correlacionado a seu *status* de longo prazo, o que introduz vieses negativos. De fato, um resultado consolidado pela literatura empírica (ver, por exemplo., Solon, 2002) é que as elasticidades intergeracionais são menores quando os filhos são observados na faixa dos 20 anos de idade. Isso reforça a nossa escolha de excluir da análise indivíduos com menos de 30 anos de idade.

3.3 Comparação internacional

Comparações entre resultados de diferentes estudos devem levar em consideração o método de estimação, a definição das amostras – em especial no que diz respeito à idade em que pais[20] e filhos são observados – e as definições das variáveis. Como os trabalhos empíricos geralmente não seguem uma metodologia uniforme no que concerne a esses aspectos, os seus resultados não são diretamente comparáveis e, portanto, a evidência de associação positiva entre os dois tipos de desigualdade deve ser interpretada com cautela. No entanto, o único estudo que permite comparações confiáveis entre dois países conclui que o país com maior desigualdade de resultados possui menos mobilidade intergeracional.[21] Assim, apesar de haver evidências que apontem para a associação entre os dois tipos de desigualdade, conclusões mais contundentes requerem mais estimativas de elasticidades intergeracionais, de mais países, e que sejam comparáveis entre si.

Para confrontar a evidência obtida por este trabalho, a tabela 3 reúne estimativas de elasticidades dos rendimentos do trabalho entre gerações para outros países. Como se vê, apenas o Equador e o Peru parecem possuir menos mobilidade intergeracional de rendimentos do que o Brasil.[22] Além disso, uma comparação entre a África do Sul e o Brasil revela que, apesar de níveis de desigualdade semelhantes, os países são bastante diferentes em termos de mobilidade intergeracional de renda. Enquanto o índice de Gini no Brasil é de 0,59 e na África do Sul 0,58, as estimativas da persistência intergeracional de renda são de 0,66 e 0,44, respectivamente.[23]

De uma maneira geral, a evidência reunida na tabela 3 parece apontar para uma associação positiva entre os dois tipos de desigualdades: os países nórdicos são os que apresentam maior grau de mobilidade, seguidos de países da Europa central e dos Estados Unidos, enquanto os países em desenvolvimento – em especial os da América Latina – são os que possuem os menores graus de mobilidade. As exceções ficam por conta de Canadá e Alemanha, que apresentam alto grau de mobilidade e de desigualdade.

---

20. Grawe (2004) mostra que até 50% da variação das estimativas de β se devem à variação nas idades nas quais os pais são observados.

21. Este estudo é o de Björklund e Jäntti (1997), que realizam uma comparação entre a Suécia e os Estados Unidos – cada um em um extremo no *ranking* da desigualdade de renda dos países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). A conclusão de que a Suécia possui mais mobilidade intergeracional, no entanto, não é absoluta, pois os erros-padrão das estimativas dos autores são tais que não permitem a rejeição da hipótese nula de igualdade dos graus de mobilidade.

22. Na tabela, a estimativa apresentada foi obtida utilizando a ocupação como instrumento. Se fôssemos comparar as estimativas obtidas utilizando a educação como instrumento (.754 ou .715), então apenas o Equador teria menos mobilidade que o Brasil.

23. Lam (1999) encontra resultado semelhante na comparação da mobilidade educacional intergeracional entre Brasil e África do Sul, isto é, de que a mobilidade educacional entre gerações é muita baixa em ambos os países, e maior na África do Sul.

TABELA 3
Estimativas da persistência de rendimentos – vários países

País	β	Gini[a]
Equador[b]	1,13	0,437
Peru[b]	0,67	0,498
Brasil	0,66	0,589
Chile[b]	0,55	0,571
Malásia[b]	0,54	0,492
Inglaterra	0,5	0,36
Itália	0,47	-
Estados Unidos	0,47	0,408
Paquistão[b]	0,46	0,33
África do Sul[b]	0,44	0,578
Nepal[b]	0,43	0,367
França	0,39	0,327
Portugal	0,38	-
Bélgica	0,37	-
Espanha	0,34	-
Alemanha	0,32	0,283
Grécia	0,32	0,36
Cingapura[b]	0,28	0,425
Suécia	0,26	0,25
Canadá	0,19	0,331
Noruega	0,18	0,258
Finlândia	0,18	0,269
Austrália	0,15	-
Dinamarca	0,14	0,247

Fonte: World Bank (2005), exceto Brasil (fonte: Ipea).

Notas: As estimativas foram ajustadas para efeitos de comparação internacional. Os ajustes levam em conta idades do pai e do filho e método de estimação utilizados. Para detalhes da metodologia de ajustamento e estudos utilizados, ver Corak (2004).

[a] Os índices se referem ao ano de 2000, salvo Brasil (2002); Inglaterra (1999); Equador, Paquistão, Cingapura e Canadá (1998); Malásia e Dinamarca (1997); Nepal (1996); e França (1995).

[b] Não foi possível fazer o ajustamento pela falta de dados fornecidos pelo(s) estudo(s) para cada país.

4 MATRIZES DE TRANSIÇÃO INTERGERACIONAL DE RENDA

Outra forma de mensurar a mobilidade intergeracional de renda é por meio de matrizes de transição. Uma matriz de transição apresenta as probabilidades de que um filho pertença à classe de renda *i*, dado que seu pai pertencia à classe de renda *j*. Essa maneira de organizar as informações permite uma análise mais completa do processo de transição, explicitando as direções e os tamanhos dos movimentos entre classes de renda. Além disso, diversas vertentes da literatura têm utilizado as matrizes de transição para analisar aspectos das estruturas de mobilidade que,

apesar de relacionados, são essencialmente distintos. A vertente mais antiga, originada na sociologia e na estatística, sugere diversas medidas sumárias para ordenar as matrizes de transição, cada uma apresentando interpretação diferente. Por outro lado, uma linha mais recente tem utilizado as matrizes de transição para estudar os efeitos da mobilidade sobre o bem-estar social, derivando ordenamentos parciais segundo condições de dominância. Nesta seção aplicamos quatro metodologias sugeridas pelas diferentes vertentes da literatura para o caso brasileiro a fim de explorar melhor o grau de mobilidade intergeracional no país e seus desdobramentos.

4.1 Metodologia

Para expor a metodologia de estimação da matriz de transição seguimos Formby, Smith e Zheng (2004). Denotamos a renda dos pais e dos filhos como duas variáveis aleatórias, $Y_f \in [0,\infty)$ e $Y_s \in [0,\infty)$, com uma função de distribuição acumulada conjunta contínua $K(y_f, y_s)$, e marginais respectivamente denotadas por $F(y_f)$ e $G(y_s)$. Formalmente, a matriz de transição é uma transformação de $K(\cdot, \cdot)$, e para formá-la é preciso antes determinar o número de fronteiras entre as classes de renda. Suponha que existam m classes, e que as fronteiras entres essas classes sejam, respectivamente, $\zeta_0 = 0 < \zeta_1 < \ldots < \zeta_{m-1} < \infty = \zeta_m$, e $\xi_0 = 0 < \xi_1 < \ldots < \xi_{m-1} < \infty = \xi_m$. Neste trabalho, as fronteiras ζ's e ξ's são definidas como os quantis das distribuições de Y_f e de Y_s, respectivamente.[24] A matriz de transição resultante é denotada por $P = \{p_{ij}\}$, onde p_{ij} é a probabilidade condicional de que o filho esteja no quantil j dado que seu pai estava no quantil i, isto é,

$$Pij = \frac{\Pr[(\xi_i - 1 \leq yf < \xi_i) \cap (\xi_j - 1 \leq ys < \xi_j)]}{\Pr[(\xi_i - 1 \leq yf < \xi_i)} \qquad i, j = 1,\ldots,m \tag{2}$$

O denominador de (2) será denotado ao longo deste trabalho por π_i. Claramente, p_{ij} pode ser interpretada como a proporção de famílias cujo pai estava no decil i e cujo filho se move para o decil j.[25]

No entanto, com os dados dos quais dispomos, não observamos os pontos de $K(y_f, y_s)$ e, portanto, não podemos calcular tais proporções a partir dos dados.[26] Assim, alguma estratégia deve ser adotada para que a construção da matriz P seja factível. A estratégia utilizada consiste em; *a*) construir a renda predita dos pais, $\hat{y}_f$, a

24. As fronteiras poderiam ser definidas de outros modos como, por exemplo, funções das médias ou medianas de Y_f e Y_s. Formby, Smith e Zheng (2004) revisam as formas que a literatura mais utiliza para definir as fronteiras de uma matriz de transição.

25. De fato, tal proporção é o estimador de máxima verossimilhança da probabilidade p_{ij}.

26. Poderíamos, contudo, estimar matrizes de transição ocupacionais e de educação. No entanto, o foco deste trabalho é a mobilidade de renda. Para matrizes de transição ocupacionais, ver Pero (2001) Silva e Pastore (2000). Para matrizes de transição educacionais, ver Ferreira e Veloso (2003b).

partir da sua educação e ocupação, de forma semelhante ao que se fez para a implementação do estimador de TSIV na seção anterior; e *b*) estimar p_{ij} substituindo y_f por $\hat{y}_f$ em (2). As fronteiras ζ's passam, portanto, a ser os m quantis de $\hat{y}_f$.[27] A fim de manter a comparabilidade entre as medidas de renda de pais e filhos, utilizamos os valores ajustados (*fitted values*) da projeção da renda do filho na sua ocupação e educação.[28] Ambas as medidas de renda foram corrigidas para a idade pelo método dos resíduos.[29]

4.1.1 Medidas sumárias de mobilidade

Uma medida de mobilidade baseada na matriz de transição P é uma função $M(P)$ assumindo valores reais. Dizemos que a matriz P é mais móvel do que $[\hat{P}]$ se $M(P) > M([\hat{P}])$, e assim podemos ordenar os processos de mobilidade de acordo com essas medidas. A tabela 4 lista algumas das principais medidas utilizadas pela literatura.

TABELA 4
Índices de mobilidade

Medida	Fonte
$M_1(P) = \dfrac{m - \sum_{i=1}^{m} pu}{m-1}$	Prais (1955)
$M_2(P) = 1 - \lvert\lambda_2\rvert$	Sommers e Conlisk (1979)
$M_3(P) = \dfrac{1}{m-1} \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{m} \pi_i p_{ij} \lvert i - j \rvert$	Bartholomew (1996)

Nota: Tabela extraída de Formby, Smith e Zheng (2004).

27. Outra abordagem, adotada por Björklund e Jäntti (1997), consiste em fazer alguma hipótese sobre a forma funcional de K(·, ·), estimar os parâmetros da distribuição e realizar os devidos cálculos. Como as rendas são geralmente aproximadas por distribuições lognormais, Björklund e Jäntti (1997) assumem uma lognormal bivariada para K(·, ·). No entanto, o teste de normalidade de Shapiro-Wilk rejeita fortemente a hipótese de normalidade do log das rendas dos filhos e dos pais, o que nos levou a não adotar tal abordagem neste trabalho.

28. A utilização das rendas preditas gerou um problema de discretização dos dados. (Na verdade, esse problema também se verificou nos dados de rendas. Isso se deve ao arredondamento muitas vezes feito pelos respondentes, o que torna discreta uma variável contínua.) Em conseqüência, os quantis de renda não possuíam o mesmo número de pessoas, fazendo com que as matrizes resultantes deixassem de ser biestocásticas. Para resolver esse problema adotamos o seguinte procedimento: *a*) geramos um vetor aleatório uniforme no intervalo [–.001, .001] do mesmo tamanho da amostra; *b*) somamos esse vetor às rendas (preditas) de pais e filhos; *c*) tabulamos os quantis para obter a matriz de transição; e *d*) repetimos o procedimento k = 1.000 vezes. A matriz de transição final é a média das mil matrizes estimadas pelos passos (*a*)-(*c*).

29. Ver nota 9.

Todas essas medidas são construídas de forma que sejam crescentes no grau de mobilidade, e que estejam limitadas em algum intervalo. Cabe notar que a situação de "perfeita imobilidade" é consensualmente descrita pela matriz identidade, isto é, pela matriz $I = \{\delta_{ij}\}$, onde $\delta_{ij} = 1$ quando $i = j$, e $\delta_{ij} = 0$ caso contrário. Por outro lado, não há consenso acerca do conceito de "perfeita mobilidade", o que faz com que as situações onde cada um dos índices atinjam seu máximo sejam diferentes. Na tabela 4, M_1 representa a distância (normalizada) entre P e I, sendo igual a 1 quando a classe de renda do filho for independente da classe do pai, e atingindo seu máximo, $m/(m-1)$, quando todos os indivíduos trocam de classes.[30] O segundo maior autovalor (λ_2) de uma matriz estocástica é real e limitado entre 0 e 1, podendo ser visto como um coeficiente de correlação entre as classes dos filhos e dos pais, o que faz de M_2 o simétrico dessa medida de correlação. Finalmente, M_3 é uma medida da distância média entre a classe dos pais e a dos filhos, atingindo o seu máximo quando a classe dos filhos for a mais distante possível da classe do pai.[31]

4.1.2 Bem-estar

Atkinson (1983) argumenta que as estruturas de mobilidade devam ser avaliadas de acordo com os seus efeitos sobre o bem-estar, e não de acordo com medidas sumárias de dependência, movimento ou convergência. Para tanto, o autor propõe o ordenamento da mobilidade estendendo a condição de dominância de primeira ordem para o caso de desigualdade multidimensional. A idéia é incorporar um componente de aversão à desigualdade em dois períodos às utilidades individuais (ou das famílias) utilizadas no caso unidimensional. No caso discreto, a função de bem-estar social (FBS) resultante da agregação (utilitarista) das utilidades das famílias pode ser escrita como $W = \sum_i^m \pi_i V_i$, onde V_i é a utilidade da família típica da classe i definida sobre (y_f, y_s), satisfazendo $\partial^2 V_i / \partial y_f \partial y_s \leq 0$. Utilizando matrizes de transição quantílicas para descrever processo de mobilidade, Atkinson considera a probabilidade acumulada de que uma família começando entre as classes 1 e k termine entre as classes 1 e l, $\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{l} \pi_j p_{ij}$, e mostra que para duas matrizes de transição, P e $\hat{P}$, a condição

$$\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{l} \pi_j \left(p_{ij} - \tilde{p}_{ij}\right) \leq 0 \qquad \forall k,l \qquad k,l \in [1,m] \tag{3}$$

30. Shorrocks (1978) nota ainda que $M1$ é o recíproco da média dos tempos médios (em gerações) que indivíduos levam para mudar de classe. Isso significa que se Q é a matriz de transição de uma determinada sociedade, e que $M1(Q) = 0.8$, então espera-se que em 1.25 gerações todos os indivíduos mudem de classe.

31. Por exemplo, $M3(P) = 0.5$, onde P é definida em cinco classes, significa que, em média, os filhos estão a 50% da distância máxima (quatro classes) que poderiam estar da classe dos pais.

implica que P domina $\hat{P}$ no sentido da dominância de primeira ordem. Dardanoni (1993) mostra que, se a agregação das utilidades das famílias se der de acordo com um vetor de pesos não-crescentes no nível de utilidade, a condição de Atkinson (3) é necessária e suficiente para que uma sociedade tenha mais bem-estar sob P do que sob $\hat{P}$. A intuição desse resultado é de que uma FBS como já definida valoriza a ascensão de indivíduos de classes mais baixas; assim, há uma melhora de bem-estar se famílias começando entre as classes 1 e k terminam entre as classes l e m, e não entre 1 e l. Sob a condição de Atkinson, o bem-estar social é maximizado quando todos trocam posições, isto é, quando todos os ricos se tornam pobres e todos os pobres se tornam ricos.

4.1.3 Progressividade

Benabou e Ok (2001) formalizam a noção de que mobilidade significa igualdade de oportunidades.[32] Para o caso intergeracional, os autores identificam as oportunidades como as rendas esperadas dos filhos a partir do processo de mobilidade e das rendas dos pais. Sob esse prisma, um processo de mobilidade é visto como um esquema de redistribuição, diferindo do sistema tributário apenas por ser estocástico. Dessa analogia com o sistema tributário, depreende-se que os processos de mobilidade podem (ou devam) ser ordenados de acordo com o seu grau de progressividade.

Dessa maneira, um processo de mobilidade é perfeitamente equalizador de oportunidades quando todos os filhos têm a mesma renda esperada, independentemente das rendas dos pais. Nesse caso, ainda que as rendas realizadas dos filhos possam apresentar desigualdade, tais variações seriam devidas apenas a choques não antecipados. De uma maneira geral, um processo de mobilidade é definido como equalizador (ou progressivo) se, para qualquer distribuição inicial de rendas, a distribuição das rendas esperadas for mais igualitária. Para a implementação empírica do ordenamento proposto por Benabou e Ok (2001) os processos de mobilidade são descritos por matrizes de transição. Dessa forma, a renda esperada de um filho cujo pai estava na i-ésima classe de renda é denotada por $e_i = \sum_{j=1}^{m} p_{ij}\eta_j$, onde η é o vetor de renda dos pais associado à matriz P. Na aplicação que fazemos, η é o vetor de rendas médias de cada decil da distribuição das rendas dos pais. Com essas definições, Benabou e Ok (2001) definem um processo de mobilidade como progressivo se

$$\frac{e_1}{\eta_1} \geq \frac{e_2}{\eta_2} \geq \ldots \geq \frac{e_m}{\eta_m} \tag{4}$$

32. A abordagem dos autores difere significativamente das abordagens empíricas que seguem Roemer (2000). Nessa linha, um estudo particularmente relevante para este trabalho é o de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2003), com o qual confrontamos alguns dos resultados adiante.

com ao menos uma desigualdade estrita.[33] Quando a condição de dominância (4) é satisfeita, notamos $P \succ_{eq} I$.

Além da condição de dominância (4), os autores sugerem o uso do índice de progressividade residual de Reynolds-Smolensky, que é definido como a diferença entre as curvas de Lorenz da renda dos pais e das rendas esperadas dos filhos, isto é, como a diferença dos coeficientes de Gini dos dois grupos, ρ^{RS} = Gini(y) – Gini(e). Além disso, os autores derivam a elasticidade residual média, que é equivalente ao β estimado na seção anterior. Denotamos esse parâmetro por $\hat{\beta}$, o qual pode ser calculado a partir da matriz de transição quantílica da seguinte forma:

$$\hat{\beta} = \sum_{i=1}^{n-1} \frac{\log(e_i + 1) - \log(e_i)}{\log(y_i + 1) - \log(y_i)}$$

4.1.4 Pólos de imobilidade

A mobilidade intergeracional segue padrões diferentes, dependendo essencialmente do grau de desigualdade e do crescimento econômico entre as gerações. O intuito desta subseção é identificar em que pontos da distribuição de renda encontram-se barreiras à mobilidade.

Para isso, construímos uma matriz de transição baseada em decis para então agregá-los de acordo com os seus padrões de mobilidade. A idéia é encontrar uma partição da matriz de transição de forma a minimizar o movimento de indivíduos entre as classes de renda. Expondo a metodologia conforme Bigard, Guillotin e Lucifora (1998), denotamos por N o total de observações, por n_{ij} o número de pais no decil j com filhos no decil i, e por $(J_\lambda)_\lambda$ uma participação do intervalo [1,10] em $k = 3$ intervalos. Além disso, defina p_λ = Card(J_λ)/10, e n_λ o número de pares de pais e filhos dentro da partição J_λ O número de pais que estavam em J_λ é $p_\lambda N$ e, portanto, a razão de imobilidade desse grupo pode ser escrita como $\tau_\lambda = n_\lambda / p_\lambda N$. Dentre as partições entre as k classes, procuramos aquela que maximize a soma $\sum_\lambda \tau_\lambda$. Dessa maneira, cada uma das k classes retém o maior número possível de pares de pais e filhos, o que levou os autores a defini-las como pólos de imobilidade.

33. De uma maneira geral, um processo de mobilidade representado pela matriz de transição P é mais progressivo do que o processo representado pela matriz e $\bar{P}$ se $\frac{e_1}{e_1} \geq \frac{e_2}{e_2} \geq \ldots \geq \frac{e_m}{e_m}$ com ao menos uma desigualdade estrita. No caso onde testamos a progressividade de um processo, $\bar{P} = I$ e, portanto, $\bar{e} = \eta$.

34. Utilizamos quartis em vez de outras definições de quantis a fim de possibilitar a comparação dos nossos resultados com os de estudos para outros países, que geralmente são reportados dessa forma. Ainda assim, a análise que segue utiliza matrizes de transição decílicas. Os resultados para outras definições de matrizes podem ser obtidos dos autores mediante pedido.

4.2 Resultados

A tabela 5 mostra a matriz de transição intergeracional de renda para o Brasil, dando a probabilidade de um filho atingir determinado quartil[34] de renda condicionado ao quartil do pai.[35] Assim, a probabilidade de um filho atingir o mais alto quartil da distribuição de renda, dado que seu pai estava no quartil mais baixo, é de 4,7%. Por outro lado, a probabilidade de um filho atingir o quartil de renda mais alto, dado que seu pai também estava nesse quartil, é de 55,4%. O caso de perfeita independência entre os quartis seria representado por uma matriz onde todas as células fossem iguais a 0,25.

Uma análise simples da tabela 5 é capaz de revelar diversos aspectos do padrão de mobilidade no Brasil. Primeiro, nota-se que o grau de transmissão de renda entre pais e filhos varia ao longo da distribuição,[36] o que configura evidência de não-linearidades na relação entre renda do pai e renda do filho. Em particular, as células [1,1] e [4,4] são substancialmente mais altas do que as demais. Este é um resultado comum a praticamente todos os exercícios empíricos, e é interpretado como armadilhas de pobreza (*poverty trap*) e de riqueza (*wealth trap*): uma vez que um indivíduo entre em uma dessas duas categorias, dificilmente seus descendentes sairão delas. Isso quer dizer que existe uma persistência intergeracional maior da pobreza e da riqueza, com efeitos sobre a desigualdade de oportunidades. No entanto, a evidência para outros países é de armadilhas de pobreza e de riqueza de magnitudes bem menores do que as encontradas no Brasil. Por exemplo, as matrizes de transição apresentadas por Hertz (2005) mostram as células P [1,1] e P [4,4] variando entre 0,33 e 0,45. O resultado da tabela 5 de que o grau de associação entre as rendas dos "pobres" (1º quartil) é próximo ao dos "ricos" (4º quartil) deve ser visto com cautela. Isso parece ser mais um efeito da agregação dos quantis do que de fato um resultado generalizável para outras definições de "pobres" e de "ricos"; outras definições de quantis mostram que as associações no topo da distribuição são significativamente maiores do que as da base. Por exemplo,

TABELA 5
Matriz de transição quartílica RTRA

	Filho			
Pai	1º	2º	3º	4º
1º	0,514	0,292	0,147	0,047
2º	0,319	0,325	0,232	0,124
3º	0,12	0,261	0,344	0,275
4º	0,047	0,122	0,277	0,554

Fonte: Cálculo dos autores a partir de dados das Pnads de 1996 e 1977.

35. O conceito de renda utilizado é o de renda do trabalho com ajuste para idade pelo método dos resíduos. As matrizes de transição para os outros dois conceitos de renda são semelhantes à tabela 5.

36. A matriz onde todas as linhas fossem iguais representaria a situação de graus de transmissão idênticos.

na matriz quintílica temos $P_{[1,1]}$ = .45 e $P_{[5,5]}$ = .54, enquanto na matriz decílica temos $P_{[1,1]}$ = .29 e $P_{[10,10]}$ = .46. Isto mostra que a *transmissão intergeracional de renda no decil mais rico da distribuição* tende a ser maior do que a *poverty trap*.

Os resultados das análises propostas na seção anterior são sumariados na tabela 6. Comparamos as estimativas para o Brasil com resultados para outros países, tirados de Blanden (2005). O painel A mostra que os indicadores de mobilidade para o Brasil são sistematicamente menores quando comparados com os outros países.

TABELA 6
Resultados

A: índices de mobilidade[a]				
	M1	M2		M3
Brasil	0.755	0.455		0.247
Estados Unidos	0.875	0.659		0.330
Reino Unido	0.881	0.746		0.336
Alemanha	0.835	0.718		0.325
Canadá	0.93	0.847		0.365
B: bem-estar				
	BR	EUA	RU	AL
Estados Unidos	EUA			
Reino Unido	RU	RU		
Alemanha	AL	AL	RU	
Canadá	CN	CN	CN	CN
C: progressividade				
	$(y_{77}) \rightarrow (P_{77}^{96} \cdot y_{77})$	$(y_{77}) \rightarrow (P_{77}^{96} \cdot y_{96})$		$(y_{96}) \rightarrow (P_{77}^{96} \cdot y_{96})$
Gini	.603-> .400	0.603->.388		.589->.388
ρ^{RS}	0.203	0.215		0.201
$1 - \hat{\beta}$	0.357	0.372		0.381
$P_{77}^{96} \cdot \succ_{eq}^{y} I, y \in y_{77}, y_{96}$				
Testes de dominância: D: pólos de imobilidade				
	Brasil[b]		EUA[c]	
Pólos	τ (%)	α	Pólos	τ (%)	α
1 a 5	74	1.48	1 a 3	51,5	1.31
6 a 9	57,4	1.43	4 a 9	66,6	1.24
10	48,1	4.81	10	29,6	2.96

Notas: [a] À exceção do Brasil, as matrizes de transição utilizadas foram tiradas de Blanden (2005).
[b] A matriz de transição utilizada foi baseada nos decis da RFPC, ajustada para a idade pelo método dos resíduos.
[c] A matriz de transição utilizada foi tirada de Hertz (2005).

Isso significa que o Brasil apresenta um grau de imobilidade maior, considerando-se diferentes medidas. No outro extremo, encontra-se o Canadá, que apresenta o maior grau de mobilidade para todas as medidas apresentadas. Por exemplo, a distância média percorrida, *M*3, é de .25 x 3 =.75 de quartil para o Brasil e .37 x 3 = 1.11 para o Canadá. Esse resultado é consistente com o verificado na literatura empírica que estima a persistência de *status* por meio de regressões (ver Corak; Heisz, 1999). Os outros países apresentam posições variadas, dependendo do índice considerado, mostrando que diferentes conceitos levam a diferentes ordenamentos.

O painel B da tabela 6 mostra os resultados dos testes de dominância tal como proposto por Atkinson. A idéia, com isso, é verificar qual matriz de transição é dominante em termos de bem-estar. Os resultados reportados nesse painel revelam que os outros países possuem mais bem-estar derivado de mobilidade do que o Brasil. Note-se que esses resultados não diferiram daqueles encontrados no painel A. No entanto, não há razão teórica para que esses resultados coincidam.[37] Os resultados da análise de progressividade são apresentados no painel C da tabela 6. A primeira linha mostra como o processo de mobilidade reduz o coeficiente de Gini das rendas "iniciais" de um patamar de .60 para .40 ou .39 das rendas esperadas, dependendo da suposição de que a variação da distribuição da renda tenha sido considerada *ex post* (coluna 1) ou *ex ante* (coluna 2). Esse resultado significa que .4/.6 = 66,6% da desigualdade observada, em 1996, entre a coorte de 1957-1966 se devia a desigualdades herdadas da geração anterior. Em outras palavras, a desigualdade de oportunidades contribui com cerca de 67% para a desigualdade de resultados no Brasil. Esse número é substancialmente maior do que o apresentado por Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2003), que calculam a desigualdade de oportunidades no Brasil como sendo responsável por algo entre 8 p.p. e 12 p.p. do Gini, representando de 15% a 20% da desigualdade de resultados.[38]

O índice de progressividade de Reynolds-Smolensky é de .20 e .215, respectivamente para os casos *ex post* e *ex ante*. Esse resultado pode ser contrastado com a redução do Gini de .06 causada por impostos e transferências governamentais, como mostrado em Brasil (2003). Ainda que esses números revelem um processo de mobilidade altamente progressivo quando comparado à intervenção governamental no Brasil, a condição de dominância de Benabou-Ok não é globalmente satisfeita: as taxas médias de "imposto intergeracional" de cada decil da distribuição, $t_i \equiv 1 - e_i/y_i$ foram estimadas em t = –241% , –119% , –69,8% , –75,5% , –53% , –88,2% , –43,2%, –33,8% , –3,5% , 41%

37. Outras comparações desses dois tipos de medida poderiam gerar resultados diferentes. De fato, Dardanoni (1993, p. 385-386) mostra que *M*1 e *M*2 não são medidas coerentes com a condição de primeira dominância.

38. Deve ser notado, contudo, que a abordagem dos autores é baseada em Roemer (2000), que difere da utilizada neste trabalho.

A condição de dominância (4) é equivalente à condição $t_1 \leq t_2 \ldots \leq t_{10}$. A vantagem de apresentar os resultados dessa forma está na sua fácil interpretação: um indivíduo representativo do decil mais baixo da distribuição em 1977 poderia esperar que seu filho tivesse um aumento de renda 241% maior do que o da média da população, após 19 anos. No caso do decil superior, um pai poderia esperar que seu filho tivesse uma perda de 41%. Os resultados do teste apontam regressividade entre o 3º e o 4º decis e entre o quinto e o sexto decis. O painel C também reporta os resultados dos testes da condição de dominância (4) utilizando o vetor de renda de 1996. As taxas médias do "imposto intergeracional" de cada decil possuem o mesmo comportamento das apresentadas anteriormente e, portanto, $P\frac{96}{77} \Big/ \succ_{eq} I$ para ambos os vetores de renda.

Finalmente, o recíproco da elasticidade residual média $(1-\hat{\beta})$ estimada em .643 é significativamente menor do que as estimativas obtidas pelo estimador de TSIV na seção anterior. As razões para essa diferença não são evidentes, mas podem estar relacionadas com imprecisões decorrentes da discretização dos dados para construção da matriz de transição.

O painel D da tabela 6 mostra os resultados do particionamento "ótimo" das matrizes decílicas do Brasil e dos Estados Unidos. A primeira coluna para cada país mostra os decis que formam os pólos de imobilidade. Por exemplo, para o Brasil, no primeiro intervalo estão as famílias que apresentaram algum movimento entre o 1º e o 5º decis, mas tiveram pouco movimento a partir desse ponto. A segunda coluna reporta os resultados da razão de imobilidade, τ, que é interpretada como a proporção de famílias cujo filho em 1996 estava no mesmo intervalo que seu pai em 1977. Finalmente, a terceira coluna apresenta α, que é uma medida da divergência entre a distribuição conjunta em cada intervalo e a distribuição sob perfeita mobilidade.[39]

Os padrões de mobilidade não são muito diferentes entre Brasil e Estados Unidos. Enquanto no Brasil as barreiras à mobilidade encontram-se entre o 5º e 6º, e entre o 9º e 10º decis, nos Estados Unidos elas se localizam entre o 3º e o 4º, e entre o nono e décimo decis de renda. Uma diferença, portanto, está na barreira entre o primeiro e o segundo intervalo. Chama a atenção, no Brasil, a dificuldade que têm os filhos de pais que pertenciam à classe dos 50% mais pobres de ascender economicamente: 74% dos filhos cujos pais se encontravam até o 5º decil permanecem neste intervalo.[40]

Outra diferença concerne à persistência do *status* econômico *dentro* de cada intervalo. Verifica-se que os índices α são maiores para o Brasil em todos os intervalos, indicando

39. $\alpha = 1$ significa que, dentro do intervalo, a classe do filho é independente da classe do pai.

40. Nos Estados Unidos, essa proporção, que não está mostrada na tabela, é de 65%.

maior desigualdade de oportunidades em cada intervalo neste país. Além disso, se compararmos o τ para cada intervalo, vemos que a primeira barreira à mobilidade é mais difícil de ser transposta no Brasil do que nos Estados Unidos. Simetricamente, é menos provável que um filho cujo pai estava no intervalo mais alto migre para um intervalo inferior no Brasil. A comparação entre os dois países aponta para a conclusão de que os movimentos intergeracionais de renda no Brasil se dão, sobretudo, dentro de certos intervalos bem definidos do que entre estes intervalos. Em suma, os resultados dessa análise estão de acordo com os das análises anteriores, que mostram maior persistência de *status* no Brasil do que nos outros países.

5 CONCLUSÃO

Duas diferentes abordagens nos levam à mesma conclusão: o Brasil apresenta um alto grau de desigualdade de oportunidades, a qual é responsável por 67% da desigualdade observada. A alta transmissão de *status* econômico entre gerações vai na direção de explicar a estabilidade da desigualdade de renda no Brasil. Ainda que alguma parcela da transmissão de *status* seja "natural" e possivelmente desejada por motivos de eficiência, o baixo grau de mobilidade intergeracional no Brasil evidencia um amplo espaço para a intervenção pública. Políticas que almejem reduzir a desigualdade de resultados devem atentar para a desigualdade de oportunidades. Assim, áreas como educação, saúde, crédito e políticas voltadas para o desenvolvimento infantil deveriam ser priorizadas pela intervenção governamental, a fim de se produzirem resultados menos desiguais no futuro.

As metodologias e seus principais resultados podem ser assim resumidos. Primeiro, estimamos o grau de persistência de *status* econômico a partir do método de TSIV aplicado por Björklund e Jäntti (1997). As estimativas da persistência intergeracional de renda para o Brasil variam entre 0.67 e 0.80, dependendo do conceito de renda utilizado, sendo mais altas quando a renda familiar *per capita* é considerada.

Em seguida, aplicamos diferentes metodologias sugeridas pela literatura para analisar a mobilidade com base em matrizes de transição. Os índices de mobilidade reforçaram a evidência das estimações por regressões, apontando o Brasil como um país com baixa mobilidade intergeracional de renda. A análise de bem-estar proposta por Atkinson, baseada na condição de dominância de primeira ordem, também sustenta esse resultado.

Uma contribuição importante deste trabalho foi a aplicação da metodologia desenvolvida por Benabou e Ok (2001), que sugere a avaliação das estruturas de mobilidade segundo sua progressividade. Este exercício também aponta que a desigualdade de oportunidades é responsável por algo em torno de 65% da desigualdade observada e, portanto, que o processo de mobilidade do Brasil reduz o Gini em 20 p.p. Essa estimativa é bem superior à encontrada pela metodologia

de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2003) que mostram uma contribuição de 15%-20% da desigualdade de oportunidades para o Gini.

Finalmente, identificamos a localização das principais barreiras à mobilidade ao longo da distribuição de renda. Verificamos que filhos de pais com renda abaixo da mediana têm uma probabilidade de ascensão além da mediana de apenas 25%. A segunda barreira identificada está entre o 9º e o 10º decis de renda. Também encontramos evidência de que os poucos movimentos intergeracionais ocorrem, sobretudo, dentro dos intervalos limitados por essas barreiras. Além disso, dentro de cada um desses intervalos, o Brasil apresenta desigualdades de oportunidades maiores do que os Estados Unidos.

ABSTRACT

This article adopts alternative methodologies to estimate the degree of intergenerational income mobility in Brazil. We apply the two-sample instrumental variables method used by Björklund and Jäntti (1997) and show that intergenerational persistence of family per capita income is greater than that of other income concepts. In addition, when compared to the evidence for developed countries, all measures based on transition matrices show that Brazil has the lowest degree of intergenerational mobility. Finally, results based on Benabou and Ok (2001) indicate that the mobility structure in Brazil reduce the Gini coefficient in 20 percentage points, which means that inequality of opportunities accounts for nearly 67% of observed inequality.

REFERÊNCIAS

ANGRIST, J. D.; KRUEGER, A. B. The effect of age at school entry on educational attainment: an application of instrumental variables with moments from two samples. *Journal of the American Statistical Association*, v. 87, n. 418, p. 328–336, 1992.

ARELLANO, M.; MEGHIR, C. Female labour supply and on-the-job search: an empirical model estimated using complementary data sets. *Review of Economic Studies*, v. 59, n. 3, p. 537-559, 1992.

ATKINSON, A. B. On intergenerational income mobility in Britain. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. III, n. 2, p. 194-218, 1981.

_____. *The measurement of economic mobility*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1983. p. 61-76.

BARROS, R. P.; FERREIRA, F. H. The slippery slope: explaining the increase in extreme poverty in urban Brazil, 1976-1996. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 19, n. 2, p. 211–296, 1999.

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R.; DOS SANTOS, D. D.; QUINTAES, G. Determinantes do desempenho educacional no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 31, n. 1, p. 1-42, 2001.

BARTHOLOMEW, D. The statistical approach to social measurement. San Diego: Academic Press, 1996.

BECKER, G. S.; TOMES, N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. *Journal of Political Economy*, v. 87, n. 6, p. 1.153–1.189, 1979.

_____. Human capital and the rise and fall of families. *Journal of Labor Economics*, v. 4, n. 3, p. S1-39, 1986.

BENABOU, R.; OK, E. A. *Mobility as progressivity: ranking income processes according to equality of opportunity*. National Bureau of Economic Research, 2001 (Working Paper, 8.431).

_____. Social mobility and the demand for redistribution: the poum hypothesis. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 116, n. 2, p. 447-487, 2001.BIGARD, A.; GUILLOTIN, Y.; LUCIFORA, C. Earnings mobility: an international comparison of Italy and France. *Review of Income and Wealth*, v. 44, n. 4, p. 535-554, 1998.

BJÖRKLUND, A.; JÄNTTI, M. Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States. *American Economic Review*, v. 87, n. 5, p. 1.009–1.018, 1997.

BLANDEN, J. *International evidence on intergenerational mobility*. Artigo apresentado na Conferência Anual do Centre for Economic Performance, London School of Economics, 2005.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H.; MENÉNDEZ, M. *Inequality of outcomes and inequality of opportunities in Brazil*. William Davidson Institute at the University of Michigan Business School, 2003 (Working Paper, 630).

BRASIL, R. F. do. Gasto social do governo central: 2001-2002. *Econômica*, v. 5, n. 1, p. 9-69, 2003.

CORAK, M. Do poor children become poor adults? lessons for public policy from a cross-country comparison of generational earnings mobility. *Technical Report*, Florença, Unicef Innocenti Research Centre, 2004.

CORAK, M.; HEISZ, A. The intergenerational earnings and income mobility of Canadian men: evidence from longitudinal income tax data. *Journal of Human Resources*, n. 113, 1999.

DARDANONI, V. Measuring social mobility. *Journal of Economic Theory,* v. 61, n. 2, p. 372-394, 1993.

DEARDEN, L.; MACHIN, S.; REED, H. Intergenerational mobility in Britain. *Economic Journal*, v. 107, n. 440, p. 47-66, 1997.

DUNN, C. *The intergenerational transmission of earnings: evidence from Brazil*. Departamento de Economia, University of Michigan, 2004 (*Technical Report*).

FERREIRA, S.; VELOSO, F. *Do borrowing constraints decrease intergenerational mobility*? Evidence from Brazil.. Artigo apresentado na XXV Semana Brasileira de Econometria, 2003a (Technical Report).

_____. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 33, n. 3, p. 481–513, 2003b.

_____. Intergenerational mobility of wages in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 26, n. 2, p. 181-211, 2006.

FORMBY, J. P.; SMITH, W. J.; ZHENG, B. Mobility measurement, transition matrices and statistical inference. *Journal of Econometrics*, n. 120, p. 181-205, 2004.

FRIEDMAN, M. *A theory of the consumption function*. Princeton: Princeton University Press, 1957.

GRAWE, N. D. Intergenerational mobility for whom? The experience of highland low-earnings sons in international perspective. *In:* CORAK, M. (Ed.). *Generational income mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

HERTZ, T. Rags, riches and race: the intergenerational economic mobility of black and white families in the united states. *In:* BOWLES, S.; GINTIS, H.; GROVES, M. O.(Eds.). *Family background and economic success*. Princeton University Press, 2005. p. 165-191.

INOUE, A.; SOLON, G. *Two-sample instrumental variables estimators*. National Bureau of Economic Research, Inc., 2005 (Technical Working Papers, 0311).

LAM, D. *Generating extreme inequality*: schooling, earnings and intergenerational transmission of human capital in South Africa and Brazil. PSC, 1999 (Research Report, 99-439).

LAM, D.; SCHOENI, R. F Effects of family background on earnings and returns to schoolings: evidence from Brazil. *Journal of Political Economy*, v. 101, n. 4, p. 710-741, 1993.

MULLIGAN, C. *Parental priorities and economic inequality*. Chicago: Chicago University Press, 1997.

PERO, V. *Et, à Rio, plus reste le même*... tendências da mobilidade social intergeracional no Rio de Janeiro. Anpec, 2001.

PRAIS, S. Social mobility and redistributive politics. *Journal of the Royal Statistical Society Series A*, v. 118, n. 1, p. 56-66, 1955.

ROEMER, J. E. Equality of opportunities. *In:* ARROW, K.; BOWLES, S.; DURLAUF, S. (Eds.). Meritocracy and Income Inequality. New Jersey: Princeton University Press, 2000, p. 17-32.

PASTORE, J. *Mobilidade social no Brasil*. Rio de Janeiro: Makron Books, 2000.

SHORROCKS, A. F. The measurement of mobility. *Econometrica*, v. 46, n. 5, p. 1013-1024, 1978.

SOLON, G. Intergenerational income mobility in the United States. *American Economic Review*, v. 82, n. 3, p. 393-408, 1992.

_____. Cross-country differences in intergenerational earnings mobility. *Journal of Economic Perspectives*, v. 16, n. 3, p. 59-66, 2002.

SOMMERS, P.; CONLISK, J. Eigenvalue immobility measures for Markov chains. *Journal of Mathematical Sociology,* v. 6, p. 253-276, 1979.

ZIMMERMAN, D. J. Regression toward mediocrity in economic stature. *American Economic Review*, v. 82, n. 3, p. 409-429, 1992.

WORLD BANK. *World Development Indicators*. 2005.

APÊNDICE A

TABELA A.1

Tamanho das amostras de pais e filhos segundo diferentes filtros e conceitos de renda – Pnads de 1977 e 1996

	RTRA	RPES	RFPC
	Filtro: ocupados		
Todos	13.910[a]	13.949[a]	14.043[a]
	29.840[b]	29.856[b]	29.838[b]
Filhos	12.042[a]	12.060[a]	12.146[a]
	26.950[b]	26.962[b]	26.949[b]
Filhas	1.868[a]	1.889[a]	1.897[a]
	26.029[b]	26.039[b]	26.021[b]
	Filtro: Ocupados Tempo Integral		
Todos	12.073[a]	12.088[a]	12.147[a]
	28.820[b]	28.835[b]	28.817[b]
Filhos	10.759[a]	10.768[a]	10.827[a]
	26.049[b]	26.061[b]	26.048[b]
Filhas	1.314[a]	1.320[a]	1.320[a]
	25.191[b]	25.200[b]	25.181[b]

Nota: As amostras contêm apenas chefes de família que reportaram rendas positivas, sua educação e ocupação. Nas amostras de filhos, os indivíduos devem ter reportado a educação e a ocupação do pai. Na amostra dos pais, os indivíduos devem ter filhos nascidos entre 1957 e 1966 vivendo no mesmo domicílio.

[a] Tamanho da amostra dos filhos.

[b] Tamanho da amostra dos pais.

TABELA A.2

Valores-p dos testes de hipóteses: instrumentos

Amostra	Não ajustado para Idade			Ajustado para Idade		
	RTRA	RPES	RFPC	RTRA	RPES	RFPC
	$H_0 : \hat{\beta}^{\text{Painel A}} = \hat{\beta}^{\text{Painel B}}$ contra $H_1 : \hat{\beta}^{\text{Painel A}} \neq \hat{\beta}^{\text{Painel B}\beta}$					
Todos	0,01	0,01	0,04	0,01	0,00	0,06
	(2,30)	(2,44)	(1,74)	(2,60)	(2,62)	(1,58)
Filhos	0,02	0,02	0,07	0,01	0,01	0,09
	(2,10)	(2,18)	(1,49)	(2,37)	(2,37)	(1,35)
Filhas	0,16	0,14	0,18	0,13	0,12	0,20
	(0,99)	(1,10)	(0,91)	(1,12)	(1,19)	(0,84)
	$H_0 : \hat{\beta}^{\text{Painel A}} = \hat{\beta}^{\text{Painel C}}$ contra $H_1 : \hat{\beta}^{\text{Painel A}} \neq \hat{\beta}^{\text{Painel C}}$					
Todos	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	(4,15)	(3,94)	(3,92)	(4,21)	(3,99)	(3,84)
Filhos	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	(3,56)	(3,61)	(3,12)	(3,60)	(3,65)	(3,07)
Filhas	0,12	0,11	0,09	0,11	0,10	0,09
	(1,17)	(1,24)	(1,37)	(1,22)	(1,28)	(1,33)
	$H_0 : \hat{\beta}^{\text{Painel B}} = \hat{\beta}^{\text{Painel C}}$ contra $H_1 : \hat{\beta}^{\text{Painel B}} \neq \hat{\beta}^{\text{Painel C}}$					
Todos	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	(6,01)	(6,04)	(5,25)	(6,35)	(6,24)	(5,03)
Filhos	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	(5,27)	(5,43)	(4,36)	(5,55)	(5,64)	(4,17)
Filhas	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,02
	(2,00)	(2,15)	(2,14)	(2,16)	(2,27)	(2,05)

Nota: Os números entre parênteses são (os módulos) das estatísticas dos testes, calculadas a partir dos erros-padrão da tabela 2. As estatísticas dos testes têm distribuição assintótica normal.

TABELA A.3

Valores-p dos testes de hipóteses: medidas de renda[a]

Amostra	Não ajustado para idade			Ajustado para idade		
	(A)	(B)	(C)	(A)	(B)	(C)
Painel A: educação e ocupação como instrumentos						
Todos	0,24	0,00	0,00	0,16	0,00	0,00
	(0,70)	(8,96)	(9,64)	(1,01)	(7,67)	(8,71)
Filhos	0,22	0,00	0,00	0,15	0,00	0,00
	(0,77)	(7,90)	(8,69)	(1,04)	(6,78)	(7,89)
Filhas	0,28	0,00	0,00	0,25	0,01	0,00
	(0,57)	(2,88)	(3,47)	(0,69)	(2,43)	(3,14)
Painel B: educação como instrumento						
Todos	0,28	0,00	0,00	0,16	0,00	0,00
	(0,60)	(7,28)	(8,14)	(1,01)	(5,68)	(6,90)
Filhos	0,26	0,00	0,00	0,15	0,00	0,00
	(0,66)	(6,75)	(7,47)	(1,02)	(5,23)	(6,36)
Filhas	0,33	0,00	0,00	0,27	0,02	0,00
	(0,45)	(2,67)	(3,14)	(0,62)	(2,05)	(2,69)
Painel C: ocupação como instrumento						
Todos	0,31	0,00	0,00	0,24	0,00	0,00
	(0,50)	(7,36)	(7,68)	(0,71)	(6,55)	(7,14)
Filhos	0,30	0,00	0,00	0,24	0,00	0,00
	(0,54)	(6,35)	(7,00)	(0,71)	(5,66)	(6,50)
Filhas	0,32	0,02	0,01	0,29	0,04	0,01
	(0,48)	(2,00)	(2,48)	(0,55)	(1,75)	(2,30)

[a] Em cada coluna, os testes são definidos por:

(A): H_0: $\beta^{RTRA} = \beta^{RPES}$ contra H_1: $\beta^{RTRA} \neq \beta^{RPES}$

(B): H_0: $\beta^{RTRA} = \beta^{RFPC}$ contra H_1: $\beta^{RTRA} < \beta^{RFPC}$

(C): H_0: $\beta^{RPES} = \beta^{RFPC}$ contra H_1: $\beta^{RPES} < \beta^{RFPC}$

TABELA A.4

Valores-p dos testes de hipóteses: ajuste para idade

H_0: $\beta^{ADJ} = \beta^{N-ADJ}$ contra H_1: $\beta^{ADJ} > \beta^{N-ADJ}$

Amostra	RTRA	RPES	RFPC
	Painel A: educação e ocupação como instrumentos		
Todos	0,08	0,15	0,41
	(1,39)	(1,06)	(0,24)
Filhos	0,12	0,18	0,45
	(1,20)	(0,94)	(0,12)
Filhas	0,30	0,34	0,46
	(0,53)	(0,42)	(0,10)
	Painel B: educação como instrumento		
Todos	0,06	0,11	0,48
	(1,57)	(1,24)	(0,06)
Filhos	0,08	0,15	0(0,03),49
	(1,40)	(1,06)	
Filhas	0,26	0,31	0,49
	(0,64)	(0,49)	(0,03)
	Painel C: Ocupação como instrumento		
Todos	0,16	0,23	0,40
	(1,00)	(0,75)	(0,26)
Filhos	0,21	0,25	0,44
	(0,81)	(0,67)	(0,15)
Filhas	0,37	0,39	0,46
	(0,34)	(0,27)	(0,10)

Nota: Os números entre parênteses são os módulos das estatísticas dos testes, calculadas a partir dos erros-padrão da tabela 2. As estatísticas dos testes têm distribuição assintótica normal.

TABELA A.5

Valores-p dos testes de hipóteses: filhos e filhas

H_0: $\beta^{FILHO} = \beta^{FILHA}$ contra H_1: $\beta^{FILHO} \neq \beta^{FILHA}$

	Não-ajustado para idade			Ajustado para idade		
	RTRA	RPES	RFPC	RTRA	RPES	RFPC
	Educação e ocupação como instrumentos					
Valor-p	0,17	0,24	0,59	0,19	0,25	0,57
	(0,94)	(0,71)	(0,23)	(0,87)	(0,66)	(0,17)
	Educação como instrumento					
Valor-p	0,20	0, 24	0,49	0,23	0,26	0,47
	(0,83)	(0,69)	(0,03)	(0,75)	(0,64)	(0,08)
	Ocupação como Instrumento					
Valor-p	0,10	0,16	0,51	0,11	0,17	0,50
	(1,28)	(0,99)	(0,02)	(1,21)	(0,94)	(0,01)

Nota: Os números entre parênteses são os módulos das estatísticas dos testes, calculadas a partir dos erros-padrão da tabela 2. As estatísticas dos testes têm distribuição assintótica normal.

TABELA A.6
Estimativas da persistência intergeracional de renda no Brasil: ocupados em tempo integral

Amostra	Não ajustado para idade			Ajustado para idade		
	RTRA	RPES	RFPC	RTRA	RPES	RFPC
	Painel A: educação e ocupação como instrumentos					
Todos	0,72	0,70	0,85	0,74	0,72	0,86
	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
Filhos	0,73	0,71	0,86	0,75	0,73	0,86
	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)
Filhas	0,72	0,70	0,83	0,74	0,72	0,84
	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)
	Painel B: educação como instrumento					
Todos	0,75	0,74	0,88	0,78	0,77	0,89
	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)
Filhos	0,76	0,75	0,90	0,79	0,77	0,89
	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,02)
Filhas	0,76	0,74	0,87	0,79	0,76	0,87
	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)
	Painel C: ocupação como instrumento					
Todos	0,64	0,63	0,77	0,66	0,65	0,78
	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)
Filhos	0,65	0,64	0,79	0,67	0,66	0,79
	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
Filhas	0,67	0,64	0,77	0,69	0,66	0,77
	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)

Notas: Ver tabela 2.

APÊNDICE B

Neste apêndice faz-se uma análise do efeito da correlação entre os instrumentos e cada medida de renda. A análise é motivada pelo fato de que as elasticidades entre a renda familiar *per capita* de pais e filhos são significativamente maiores do que as estimativas que utilizam as outras medidas de renda. Duas forças podem estar atuando de maneira a produzir tal resultado. Por um lado, as rendas familiares entre gerações podem apresentar maior correlação do que rendimentos do trabalho devido à existência de *matching*: a probabilidade de um filho de uma família com vetor de características x se casar com uma filha de outra família com vetor de características próximo de x é maior do que a probabilidade de uma pessoa se casar com outra escolhida de forma aleatória. Além disso, a renda familiar compreende rendas provenientes de ativos deixados pelas gerações passadas.[41] Esses fatores poderiam se somar à associação entre rendimentos de pais e filhos, fazendo

41. Note, contudo, que a persistência da RPES não difere significativamente da persistência da RTRA, o que resulta na evidência de que a transmissão de ativos físicos não parece estar aumentando a persistência de *status* econômico.

com que a associação das rendas familiares entre gerações fosse mais forte do que a de outras medidas de *status* econômico.

TABELA B.1
Estatística R^2 das regressões de 1º estágio

Amostra	Não ajustado para Idade			Ajustado para Idade		
	RTRA	RPES	RFPC	RTRA	RPES	RFPC
	Painel A: educação e ocupação como instrumentos					
Todos	0,514	0,510	0,457	0,495	0,495	0,462
Filhos	0,503	0,500	0,442	0,486	0,486	0,450
Filhas	0,502	0,500	0,455	0,486	0,487	0,460
	Painel B: educação como instrumento					
Todos	0,409	0,405	0,378	0,390	0,391	0,384
Filhos	0,397	0,394	0,363	0,379	0,380	0,371
Filhas	0,396	0,393	0,374	0,379	0,380	0,380
	Painel C: ocupação como instrumento					
Todos	0,427	0,424	0,368	0,416	0,414	0,370
Filhos	0,417	0,414	0,355	0,407	0,405	0,358
Filhas	0,418	0,416	0,366	0,409	0,407	0,367

Nota: Todos os números se referem às regressões de 1º estágio.

Por outro lado, as diferenças nas elasticidades entre as diferentes medidas de renda podem estar refletindo o fato de que diferentes medidas de renda estão associadas aos instrumentos em graus distintos. De fato, a tabela B.1 mostra que, dentro de cada painel, as estatísticas R^2 das regressões de 1º estágio são sistematicamente menores quando a variável de renda é a renda familiar *per capita*. Como evidenciado pela equação (A.4) de Solon (1992)– ver também a equação (C.6) mais adiante –, quanto menor a correlação entre uma medida de renda e os instrumentos, maior é o viés positivo na estimativa. Uma maneira de distinguir os efeitos do viés dos efeitos econômicos é eliminar a variação nas estimativas causadas pela variação na correlação entre os instrumentos e as medidas de renda. Para isso, as diferenças entre as elasticidades para a RFPC e para a renda do trabalho foram corrigidas utilizando-se as estatísticas R^2 das regressões de 1º estágio . As diferenças ajustadas e os valores-p dos testes de significância estão na tabela B.2. Como a tabela A.3 mostra que os β's para RTRA não são significativamente diferentes dos β's para RPES, a tabela B.2 testa apenas as diferenças ajustadas entre os β's para RTRA e para RFPC. Por exemplo, no painel A da tabela 2 as estimativas de β para RTRA e RFPC são 0.715 e 0.862, enquanto as estatísticas R^2 das regressões de 1º estágio são 0.514 e 0.457, respectivamente (números da tabela B.1). Essas estatísticas significam que, tudo o mais constante, o viés na estimativa de β para RFPC é $1 - [((1 - .457^2)/.457)/((1 - .514^2)/.514)] \approx 20{,}6\%$ maior que o viés para RTRA. Assim, a diferença corrigida entre as estimativas é $(1 - .206) \times (.862 - .715) = .117$.

A estatística do teste definido por H_0: $\beta^{RFPC} = \beta^{RTRA}$ contra H_1: $\beta^{RFPC} > \beta^{RTRA}$ é, portanto, $.117 \Big/ \sqrt{\{(.011^2 + .012^2)\}} = 7.11$.[42]

TABELA B.2
Testes de hipóteses: H_0: $\beta^{RFPC} = \beta^{RTRA}$ contra H_1: $\beta^{RFPC} > \beta^{RTRA}$

Amostra	Não ajustado para idade		Ajustado para idade	
	z	Valor-p	z	Valor-p
Painel A: educação e ocupação como instrumentos				
Todos	7,110	0,000	6,770	0,000
Filhos	6,130	0,000	5,900	0,000
Filhas	2,400	0,008	2,210	0,014
Painel B: educação como instrumento				
Todos	7,560	0,000	6,500	0,000
Filhos	6,530	0,000	5,660	0,000
Filhas	2,670	0,004	2,230	0,013
Painel C: ocupação como instrumento				
Todos	6,720	0,000	6,390	0,000
Filhos	5,920	0,000	5,690	0,000
Filhas	2,010	0,022	1,850	0,032

APÊNDICE C

Como mencionado na seção 2, não é claro qual a direção do viés no estimador de VI com mais de um instrumento correlacionado com a variável dependente, mesmo sob a hipótese de que as correlações sejam positivas. Além disso, a tabela B.1 mostra que as regressões de 1º estágio que utilizam a educação e a ocupação como instrumentos (painel A) possuem um R^2 maior do que as regressões com apenas a ocupação como instrumento (painel C). Portanto, não é apenas a correlação entre o instrumento e a variável dependente o que determina a magnitude do viés, uma vez que as estimativas no painel A da tabela 2 são maiores do que as do painel C da mesma tabela. De fato, a equação (1) na subseção 2.1 mostra que, para o caso onde há um instrumento, a variância do instrumento influi positivamente na magnitude do viés.

Neste apêndice, é generalizada a análise feita por Solon (1992) do viés do estimador de VI, para o caso em que há dois instrumentos correlacionados com a variável dependente. O que se deseja é obter estimativas de ρ em

$$y = \underbrace{x'}_{1xk} \underbrace{\rho}_{kx1} + \varepsilon \tag{C.1}$$

42. As contas da tabela B.2 utilizam os erros-padrão e diferenças não-ajustadas sem arredondamento.

Suponha que a relação verdadeira seja

$$\underbrace{y}_{1x1} = \underbrace{x'}_{1xk}\underbrace{\delta}_{kx1} + \underbrace{z'}_{1xp}\underbrace{\gamma}_{px1} + \underbrace{v}_{1x1} \tag{C.2}$$

onde $v \perp x$, z. Se escrevermos a projeção de z em x como

$$\underbrace{z}_{px1} = \underbrace{\alpha}_{pxk}\underbrace{x}_{kx1} + \underbrace{\eta}_{px1}$$

com $\eta \perp x$, temos que

$$\begin{aligned} \rho &= \delta + \alpha'\gamma \\ &= \delta + Var(x)^{-1}\, Cov(x,z)\gamma \end{aligned} \tag{C.3}$$

Assuma, sem perda de generalidade, que as variáveis são medidas como desvios em relação às suas médias. No nosso caso k = 1 e p= 2:

$$\rho = \delta + \frac{1}{\sigma_x}(\lambda_1\sigma_1\gamma_1 + \lambda_2\sigma_2\gamma_2) \tag{C.4}$$

onde $\mathrm{Cov}(x,z) \equiv (\lambda_1\sigma_x\sigma_1 + \lambda_2\sigma_x\sigma_2)$. O estimador de VIs para p

será $\hat{\rho}_{IV} = \left(\hat{X}\,\hat{X}\right)^{-1}\hat{X}'\,y$ onde $\hat{X} = Z(Z'Z)^{-1}Z'X$ (C.5)

Se os momentos amostrais convergem para os momentos populacionais, pode ser mostrado pelo teorema de Slutzky que

$$\begin{aligned} p\lim_{n\to\infty} &= \hat{\rho}_{IV}\left\{\left[\mathrm{Var}(z)^{-1}\mathrm{Cov}(z,x)\right]'\mathrm{Cov}(z,z)\left[\mathrm{Var}(z)^{-1}\mathrm{Cov}(z,x)\right]\right\}^{-1} \times \\ &\times\left[\mathrm{Var}(z)^{-1}\mathrm{Cov}(z,x)\right]'\mathrm{Cov}(z,y) = \\ &= \left[\mathrm{Cov}(x,z)\,\mathrm{Var}(z)^{-1}\,\mathrm{Cov}(z,x)^{-1} \times \mathrm{Cov}(x,z)\,\mathrm{Var}(z)^{-1}\mathrm{Cov}(z,y)\right. \end{aligned}$$

Plugando (C.2) na última igualdade nos dá

$$
\begin{aligned}
p\lim_{n\to\infty} &= \hat{\rho}_{IV} \left\{ \left[\mathrm{Cov}(x,z)\,\mathrm{Var}(z)^{-1}\mathrm{Cov}(z,x) \right]^{-1} \times \right. \\
&\quad \times \left[\mathrm{Cov}(x,z)\,\mathrm{Var}(z)^{-1}\mathrm{Cov}(z,x\delta + z'\gamma + \upsilon) \right] = \\
&= \left[\mathrm{Cov}(x,z)\,\mathrm{Var}(z)^{-1}\mathrm{Cov}(z,x) \right]^{-1} \times \\
&\quad \times \left[\mathrm{Cov}(x,z)\,\mathrm{Var}(z)^{-1}\mathrm{Cov}(z,x)^{\delta'} + \right. \\
&\quad + \mathrm{Cov}(x,z)\,\mathrm{Var}(z)^{-1}\mathrm{Cov}(z,x)^{\gamma} + \\
&\quad \left. + \mathrm{Cov}(x,z)\,\mathrm{Var}(z)^{-1}\underbrace{\mathrm{Cov}(z,v)\gamma}_{0} \right] = \\
&= \delta \left[\mathrm{Cov}(x,z)\,\mathrm{Var}(z)^{-1}\mathrm{Cov}(z,x) \right]^{-1} \mathrm{Cov}(x,z)^{\gamma}
\end{aligned}
$$

Defina $Var(z) = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \phi\sigma_1\sigma_2 \\ \phi\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$

A última igualdade pode ser escrita como

$$
\begin{aligned}
&= \delta + \frac{1}{\sigma_x}\left(\lambda_1\sigma_1\gamma_1 + \lambda_2\sigma_2\gamma_2\right)\frac{1-\phi^2}{\lambda_1^2 - 2\lambda_1\lambda_2\phi + \lambda_2^2} = \\
&= \overbrace{\delta + \frac{1}{\sigma_x}\left[\lambda_1\sigma_1\gamma_1 + \lambda_2\sigma_2\gamma_2\right]}^{\rho} + \frac{1}{\sigma_x}\left[\lambda_1\sigma_1\gamma_1 + \lambda_2\sigma_2\gamma_2\right]. \\
&\quad . \frac{1-\phi^2}{\lambda_1^2 - 2\lambda_1\lambda_2\phi + \lambda_2^2} - \frac{1}{\sigma_x}\left[\lambda_1\sigma_1\gamma_1 + \lambda_2\sigma_2\gamma_2\right] = \\
&= \rho + \frac{1}{\sigma_x}\left(\lambda_1\sigma_1\gamma_1 + \lambda_2\sigma_2\gamma_2\right) \times \left[\frac{1-\phi^2}{\lambda_1^2 - 2\lambda_1\lambda_2\phi + \lambda_2^2} - 1 \right]
\end{aligned}
\tag{C.6}
$$

Note-se que a equação (A.4) de Solon (1992) é o caso particular da equação (C.6).

Quando $\phi = \lambda_2 = \gamma_2 = 0$. A equação (C.6) nos diz que, para $\lambda_1, \lambda_2, \gamma_1, \gamma_2 > 0$, o viés será positivo se, e somente se $\left[\frac{1-\phi^2}{\lambda_1^2 - 2\lambda_1\lambda_2\phi + \lambda_2^2} - 1 \right] > 0$. No entanto, este termo assume valores negativos[43] e, portanto, hipóteses análogas ao caso onde há

43. Por exemplo, quando o vetor (λ_1, λ_2, ϕ) assumir os valores (0.4, 0.8, 0.9), ou (0.85, .20, .75).

apenas um instrumento não garantem que o viés do estimador de VI seja positivo.[44] Por outro lado, valores moderados dessas três correlações (isto é, nem muito próximos a 1, nem próximos de 0) nos dão vieses positivos: é o caso, por exemplo, das regiões

$$\{0.30 \leq \phi \leq 0.75 \cap 0.2 \leq \lambda_1\lambda_2 \leq 0.8\} \text{ e } \{\phi = 0.5 \cap (\lambda_1 \not> 0.8 \mid \lambda_2 \not> 0.8\}$$

Como nas aplicações empíricas regiões como estas são mais prováveis do que valores extremos, geralmente ter-se-á um viés positivo em $\hat{\beta}_{IV}$. Na aplicação que fazemos, a matriz de correlação entre RTRA, educação do pai e ocupação do pai é:

Com esses valores, $\left[\frac{1-\phi^2}{\lambda_1^2 - 2\lambda_1\lambda_2\phi + \lambda_2^2} - 1\right] = 3.6$ e, portanto, o viés é positivo.

TABELA C.1
Correlações entre instrumentos e variáveis dependentes

	RTRA	Educação	Ocupação
RTRA	1		
Educação	0,496	1	
Ocupação	0,428	0,601	1

44. Alternativamente, tentou-se assumir hipóteses sobre o sinal de uma das correlações parciais entre os dois instrumentos e a variável dependente, mas essas hipóteses tampouco garantem a direção do viés.

CONVERGÊNCIA REGIONAL BRASILEIRA REVISITADA*

Pedro Jucá Maciel**
Joaquim Andrade ***
Vladimir Kühl Teles****

Este artigo tem o objetivo de analisar a dinâmica de convergência regional para as regiões brasileiras a partir de uma adaptação do modelo Hall e Jones (1999), que incorpora mobilidade de trabalho e capital. Por meio de simulações computacionais, os resultados indicam uma tendência à concentração espacial e formação de dois *steady states* para as rendas *per capita* das regiões brasileiras: rico e pobre. As regiões Sul e Centro-Oeste tendem a alcançar a renda *per capita* da região mais rica, o Sudeste. Por outro lado, as regiões mais pobres, o Nordeste e Norte, não tendem a apresentar mudanças significativas na dinâmica de suas rendas *per capita*, permanecendo em um nível em torno de 3,0 e 2,8 vezes menor, respectivamente, às demais regiões. O fator-chave para a não-convergência regional encontra-se na diferença brutal de produtividade entre as regiões, o que mantém os produtos marginais do capital físico e da mão-de-obra maiores nas regiões ricas, apesar de estas terem estoques de capital maiores.

1 INTRODUÇÃO

A economia regional difere da teoria econômica geral basicamente em relação ao seu enfoque. Seu interesse é voltado para as relações econômicas de regiões geográficas em um mesmo país sob certa mobilidade dos fatores de produção. Barro (1995) descreve algumas peculiaridades da análise da economia regional em relação à da internacional, como o menor diferencial tecnológico, de preferências e institucionais. As regiões analisadas dividem um Governo Central comum e, portanto, têm estruturas institucionais e sistemas legais similares. Assim, barreiras legais, culturais, lingüísticas e institucionais para a mobilidade dos fatores tendem a ser menores sobre as regiões de um país do que sobre os países.

Os recentes artigos de economia regional no Brasil têm baseado seus instrumentais em modelos econométricos de análise de convergência[1] e mensuração de sua velocidade, podendo chegar a resultados contraditórios, dependendo do período e da origem dos dados da amostra. Este trabalho adota uma abordagem alternativa, tomando por base simulações computacionais para a análise de conver-

* Os autores agradecem os comentários valiosos de Roberto Ellery e a Eustáquio Reis pela disponibilização dos dados. A responsabilidade por erros remanescentes é naturalmente nossa.

**Da Universidade de Brasília e do Ministério da Fazenda

***Da Universidade de Brasília

****Da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas

1. Grande parte dos trabalhos foi influenciada por Barro (1991). Alguns fazem extensões apresentando modelos de econometria espacial para a análise regional.

gência regional, utilizando um modelo dinâmico de crescimento econômico, com o objetivo de analisar o comportamento das principais variáveis macroeconômicas e de mobilidade dos fatores regionais sobre as hipóteses assumidas no modelo. Assim a pergunta que busca ser respondida é: sendo verdadeiros os pressupostos do modelo neoclássico, e havendo perfeita mobilidade de fatores de produção, o destino do Brasil é a convergência regional? Ou a convergência só será alcançada por meio de políticas públicas adequadas?

Os modelos neoclássicos de crescimento regional têm como foco a análise de convergência em torno do comportamento dos fatores de produção e os diferenciais de retorno das funções de produção. Assim, economias cujos fatores de produção são relativamente mais escassos, assumindo identidades tecnológicas, adquirem taxas de retornos maiores sobre esses fatores devido aos rendimentos decrescentes em relação à escala das funções de produção utilizadas.[2] Nesse caso, com a mobilidade dos fatores, as regiões tendem a convergir ao mesmo *steady state*, ou seja, há uma β-convergência das rendas *per capita*.

Barro (1995) realizou testes econométricos e adverte para alguns fatores capazes de contribuir para os desequilíbrios regionais. Entre esses, pode-se citar a fração do estoque de capital – que inclui o capital humano – que não é móvel. A velocidade de convergência aumenta pela existência da mobilidade de capital, mas permanece com um pequeno alcance quando se aumenta a fração do capital que não é imóvel. Outro fator seria uma tecnologia sem retornos decrescentes do capital,[3] que implica uma velocidade de convergência zero, estando a economia aberta ou fechada. O mesmo autor realizou testes em relação à migração e constatou que a liberdade de migração no modelo de crescimento tende a acelerar o processo de convergência.

Lucas (1990) analisa os fatores pelos quais a mobilidade do capital não é observada em nível internacional. De acordo com o autor, se o modelo neoclássico levar em consideração o capital humano como fator de produção e suas externalidades,[4] os diferenciais de taxa de retorno do capital dos países caem significativamente. Além disso, assumindo-se que os mercados de capitais são imperfeitos, a política ótima do monopolista é retardar o fluxo de capital para manter os níveis salariais artificialmente baixos. Outro fator importante que insere rigidez na mobilidade do capital seria o risco político do país.

O comportamento da mobilidade da mão-de-obra sobre o ajustamento regional foi analisado por Pessoa (1999). O autor afirma que, sob a hipótese da

2. Essa tendência é revertida quando se assumem funções de produção com rendimentos crescentes.

3. Pode-se citar como exemplo uma versão do modelo AK.

4. Assume-se, nesse caso, que os *spillovers* do conhecimento de um país não impactam outros países.

mobilidade do trabalho, qualquer diferencial de renda *per capita* entre as regiões seria eliminado, inclusive os diferenciais do estoque de capital *per capita*. Há, no entanto, dois tipos de imperfeições quanto à mobilidade da mão-de-obra que podem ocasionar desaceleração do processo de convergência ou diferenciais nos rendimentos: fricção dinâmica e fricção estática.[5] Esses diferenciais, no entanto, não são superiores ao custo fixo de deslocamento do fator.

No Brasil, vários autores realizaram estudos sobre a convergência regional no país. Ferreira e Diniz (1995) realizaram estudo com dados de 1970 e 1985, detectando uma reversão do processo de divergência regional observado até o referido período. Pessoa (1999b) muda o foco da análise regional. Os diferenciais da renda *per capita* entre as regiões são determinados pelas características dos indivíduos que moram na região, não por características da região. Azzoni (2001) elaborou o estudo de maior amplitude temporal (1939-1995) tendo como resultado uma tendência de comportamento da desigualdade regional que depende dos ciclos econômicos pelos quais passou a economia brasileira. Em anos de elevado crescimento, as economias regionais tendem a divergir, ocorrendo o oposto quando há períodos de recessão. Ferreira e Ellery (1996) analisam a convergência brasileira com dados de 1970-1990. O trabalho indica uma convergência das rendas *per capita* estaduais, porém a velocidade de convergência apresentou-se pequena em relação às estimações dos Estados Unidos.

Ferreira (2000) analisa a distribuição interestadual de renda no Brasil a partir de 1970. Utilizando o coeficiente de variação e o índice de Theil, o autor verifica o processo de sigma-convergência entre 1970 e 1986. Após 1986, no entanto, a velocidade de convergência foi reduzida aproximadamente à metade. As estimações de longo prazo indicam uma tendência de redução da dispersão interestadual de renda, porém foi constatado que a renda *per capita* relativa dos estados "pobres" e "muito pobres" estavam próximos de seu *steady state*.

Os artigos mais recentes de economia regional no Brasil utilizam em sua metodologia instrumentais de econometria espacial. Os trabalhos de Azzoni e Silveira Neto (2003), Mossi *et al.* (2003) e Hewings, Magalhães e Azzoni (2005) identificam dois regimes espaciais para o Brasil. Mossi *et al.* (2003) trabalha com dados de 1939 a 1998 examinando o papel da geografia na explicação do crescimento econômico. O trabalho revela a existência de dois *clusters* espaciais: um de baixa renda no Nordeste e um de alta renda no Sudeste.

Resultados semelhantes para a economia mundial foram encontrados por Jones (1997), que realizou estimações entre países. A conclusão básica do modelo

5. A fricção dinâmica é algum custo que depende da velocidade de ajustamento. Desaparece, portanto, quando o fluxo migratório encerra-se. A fricção estática é algum custo fixo a ser pago ao migrar. Essa imperfeição impede a completa equalização das rendas *per capita* regionais, mas limita-se a esse custo fixo.

é que os países se encontram divididos em dois grupos. As economias acima do 50º percentil tendem a alcançar (*catch-up*) a economia americana na posição de líder e algumas até mesmo ultrapassar. Já as economias abaixo do 50º percentil estão previstas a permanecerem próximas dos níveis de renda de 1990. A conclusão básica do trabalho, dados os níveis de tecnologias constantes, é que haverá uma divergência adicional dos mais pobres com os ricos e um processo de convergência, entre si, dos países nos percentis superiores de renda *per capita*.

O objetivo deste trabalho é descrever o comportamento dos fatores de produção, sua mobilidade e seu impacto sobre o crescimento regional. Este modelo terá como aplicação empírica a análise dinâmica das cinco regiões brasileiras. Com base nas calibragens do modelo e informações sobre as condições iniciais, é possível descrever o comportamento das diversas variáveis envolvidas ao longo do tempo via simulação computacional em um modelo de crescimento.

A contribuição principal do presente artigo é a utilização de simulações recursivas para a análise do processo de convergência regional para o caso brasileiro. A partir dessa abordagem é possível verificar a validade dos pressupostos teóricos-chave dos modelos teóricos para o caso brasileiro e fazer previsões para o futuro com base nas calibrações realizadas. As conclusões abrem espaço para pesquisas futuras, uma vez que demonstram a necessidade de políticas públicas adequadas para reverter um quadro de divergência regional estabelecido.

Na seção 2, realiza-se a revisão metodológica da teoria do crescimento econômico incluindo o capital humano e a mobilidade dos fatores, além da apresentação do modelo de crescimento proposto. Na seção 3, são apresentadas as condições iniciais e a calibração dos parâmetros para as simulações. A seção 4 reporta-se à dinâmica das principais variáveis do modelo e analisa a convergência regional no país. A seção 5 realiza a análise de sensibilidade do modelo ao parâmetro de crescimento tecnológico das regiões. Na última seção são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

2 ASPECTOS METODOLÓGICOS

Este trabalho tem o objetivo de utilizar um modelo de crescimento regional capaz de explicar a dinâmica dos fatores de produção e seus impactos no crescimento econômico, dada uma determinada função de produção. A análise se baseia no modelo de crescimento Hall e Jones (1999), com algumas alterações, em que uma função minceriana de acumulação de capital humano é utilizada e o fluxo de fatores entre as regiões é modelado. Na subseção a seguir explicam-se tais mudanças e apresentam-se as equações básicas para a realização das simulações.

2.1 Capital humano

Vários artigos recentes ressaltam a importância do capital humano no processo de crescimento econômico. Ignorar o capital humano pode levar a conclusões incorretas. De acordo com Mankiw, Romer e Weil (1992), a inclusão do capital humano no modelo de Solow aumenta a explicação das variáveis de 59% para 78% para a economia mundial. Além disso, a acumulação do capital humano está relacionada com a taxa de poupança e com o crescimento populacional. Neste caso, omitir a acumulação do capital humano do modelo implica uma estimação econométrica viesada dos coeficientes.

Lucas (1990) justifica a falta de mobilidade do capital físico das regiões ricas em direção às pobres na medida em que diferenciais de taxa de retorno do capital entre os países caem significativamente pela inclusão do capital humano na função de produção. A exclusão desse fator e suas externalidades no modelo podem sobre-estimar o potencial deslocamento do fator de produção capital entre as regiões.

De acordo com Pessoa (1999a), há duas objeções para a utilização do modelo neoclássico expandido. No modelo, nada impede que um indivíduo seja proprietário de todo o capital físico e humano da economia. Faz sentido a possibilidade de um indivíduo concentrar todo o capital físico, mas a concentração do capital humano seria um absurdo. Além disso, uma das conseqüências do modelo é que o estoque do capital humano *per capita* cresce à taxa do progresso tecnológico. Ou seja, seria uma variável ilimitada, o que não parece ser uma boa descrição para essa variável.

Os modelos de Klenow e Rodriguez-Clare (1997) e Hall e Jones (1999) não apenas discordam dos de Mankiw, Romer e Weil (1992), como derrubam os resultados desses últimos. A função de produção proposta no trabalho segue a do modelo de Hall e Jones (1999), baseada no capital físico e no trabalho especializado da forma minceriana descrita como:

$$Y_T = K_T^{\alpha}(A_T H_T)^{1-\alpha} \tag{1}$$

$$H_T = e^{\theta educ(t)} L_T \tag{2}$$

onde:

H_T= estoque de capital humano no período *t;*

θ = taxa de retorno minceriana de um ano de estudo;[6] e

educ(*t*) = anos médios de estudo da mão-de-obra.

6. Para mais referências, ver Mincer (1974).

Observa-se que um ano de estudo aumenta a mão-de-obra efetiva em 100θ% e, conseqüentemente, eleva os salários na mesma proporção. Retornos constantes à escala e à exaustão do produto pelo pagamento dos fatores são preservados, assumindo-se que o capital humano é incorporado ao trabalho. A estrutura exponencial do capital humano é tradicional aos modelos de economia do trabalho. Além disso, considera-se que há um único tipo de trabalho[7]e que os indivíduos têm um horizonte infinito de tempo.

Ferreira, Issler e Pessoa (2002) testam funções de produção em modelo de painéis para países. A conclusão foi a rejeição do modelo neoclássico estendido (ver Mankiw; Romer; Weil, 1992) em favor da especificação minceriana. A estimação do *capital share* foi de 42%, a taxa de retorno da educação de 7,5% por ano de estudo e o crescimento da produtividade de 1,4% ao ano (a.a.). Os autores realizaram um exercício de decomposição da variância, chegou-se à conclusão de que a produtividade sozinha explica 54% da variação do produto por trabalho entre os países.

2.2 Mobilidade dos fatores

O crescimento econômico inter-regional do modelo neoclássico é caracterizado de acordo com Calberg (1981) como o livre comércio, movimentos de capitais e migração de mão-de-obra. Os produtos são transportados para as regiões que pagam os melhores preços. Poupanças são investidas nas regiões que oferecem as melhores taxas de retorno, incrementando o estoque de capital. Ao mesmo tempo, a mão-de-obra move-se para as regiões que lhe ofereçam os melhores salários.

Assume-se, a princípio, a existência de duas regiões de análise. A mobilidade dos fatores seguirá a suposição da racionalidade econômica dos agentes, ou seja, os fatores se deslocam para os locais que lhes ofereçam as maiores taxas de retorno. Seguindo o padrão estabelecido por Ghali, Akiyama e Fujiwara (1981), o capital se desloca seguindo o fator de deslocamento dado por:

$$\phi_K\left(\frac{r_i - r_j}{r_\omega}\right) \tag{3}$$

onde:

$$\omega = \begin{Bmatrix} i \text{ se } r_i < r_j \\ j \text{ se } r_i > r_j \end{Bmatrix}$$

7. A motivação é que os dados disponíveis dos países são calculados pela média de anos de estudo. Fato este que não permite a separação da mão-de-obra em qualificada e não-qualificada.

Observe que o sinal do fator de deslocamento dependerá da relação entre r_i e r_j no numerador da fração. Caso, por exemplo, $r_i < r_j$, haverá uma saída de capital da região *i* (a expressão se torna negativa). O índice da taxa de retorno no denominador ω é dado pela região emissora do capital. Haverá um influxo de capital na situação em que $r_2 < r_1$. Haverá um influxo de capital na situação em que $r_j < r_i$. É interessante observar que a taxa de retorno dependerá da forma em que a função de produção seja modelada. Se assumirmos, por exemplo, uma forma funcional com retornos marginais decrescentes sobre os fatores de produção e identidade tecnológica, a taxa de retorno da região pobre será maior que a da rica.[8]

É importante observar que o ϕ_K pode assumir várias interpretações econômicas. A primeira seria a idéia de Barro (1995) sobre a existência de parte do capital que é imóvel, contribuindo para a divergência das rendas *per capita* regionais. Pode-se interpretar esse parâmetro como custos de ajustamentos ou imperfeições no mercado de Easterly (1993). Outro sentido econômico para esse parâmetro seria o risco político ou as imperfeições do mercado de capitais pelo comportamento monopolista apresentado em Lucas (1990).

A mobilidade da mão-de-obra segue o mesmo fator de deslocamento, dado pela expressão:

$$\phi_L \left(\frac{w_i - w_j}{w_\omega} \right) \tag{4}$$

onde:

$$\omega = \begin{Bmatrix} i \text{ se } w_i < w_j \\ j \text{ se } w_i > w_j \end{Bmatrix}$$

O fator w_i, que representa a taxa de retorno da mão-de-obra, pode ser interpretado como o salário médio da região *i*. Da mesma forma que o capital, o fator de deslocamento dependerá da relação entre w_i e w_j no numerador da fração. O índice da taxa de retorno no denominador ω é dado pela região emissora da mão-de-obra. É interessante observar que a mão-de-obra é um fator relativamente mais escasso na região rica (maior renda *per capita* e, conseqüentemente, proporção *K*/*L*). Se assumirmos uma forma funcional com retornos marginais decrescentes, o salário médio será maior, gerando, portanto, uma tendência ao deslocamento da mão-de-obra via migração para essa região.

8. Esse comportamento parte do pressuposto de que a região rica é mais abundante na relação K/Y do que a pobre. Vale destacar que esse comportamento não é observado quando assumimos que funções de produção sem retornos decrescentes como o modelo AK.

No modelo proposto neste artigo, a mão-de-obra imigrante permanece com a mesma média educacional da região emissora. Ou seja, caso haja migração de uma região pobre (menor média educacional) para uma região rica, a média educacional da região receptora é reduzida. Dessa forma, o modelo gera uma tendência de convergência das rendas *per capita* regionais.

O parâmetro ϕ_L representa a sensibilidade da população da região *i* à migração. Da mesma forma que no caso anterior, há interpretações econômicas ao parâmetro. Pode-se associar o parâmetro à fricção estática comentada por Pessoa (1999) que seria o custo fixo a ser pago ao migrar. Outro sentido econômico baseado em Barro (1995) seriam as amenidades do destino da migração, tais como clima, geografia, segurança pública etc.

2.3 O modelo dinâmico

Como foi dito anteriormente, o modelo matemático aqui proposto tem por objetivo apresentar a dinâmica de crescimento e inter-relação regional, acrescentado pela mobilidade dos fatores. Esse modelo será uma adaptação de Hall e Jones (1999) com a inserção da mobilidade dos fatores de produção. Como o modelo é analisado por simulações computacionais, é importante destacar que ele está flexível para qualquer modificação nas leis de movimento das variáveis ou na função de produção.

Assumem-se três hipóteses no modelo:

1) a economia nacional é fechada e formada por cinco regiões (Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste e Norte);

2) tanto o produto quanto os fatores de produção são homogêneos; e

3) há apenas um único setor produtivo na economia.

O sistema dinâmico em tempo discreto proposto para as regiões brasileiras é apresentado na tabela 1.

TABELA 1
Modelo dinâmico de crescimento regional

$$Y_{i,T+1} = K_{i,T+1}^{\alpha_i} \left(A_{i,T+1} H_{i,T+1} \right)^{\beta_i} \tag{5}$$

$$K_{i,T+1} = S_{i,k} Y_{i,T} + (1-\delta_i) K_{i,T} + \sum_{j=2}^{5} \phi_K \left(\frac{r_{i,T} - r_{j,T}}{r_{\omega,T}} \right) K_{\omega,T}, \text{onde } \omega = \begin{Bmatrix} i \text{ se } r_{i,T} < r_{j,T} \\ j \text{ se } r_{i,T} > r_{j,T} \end{Bmatrix} \tag{6}$$

$$L_{natural,i,T+1} = (1+n_i) L_{i,T} \tag{7}$$

$$L_{imigrante,i,T+1} = \sum_{j=2}^{5} \phi_L \left(\frac{w_{i,T} - w_{j,T}}{w_{\omega,T}} \right) L_{\omega T}, \text{ onde } \omega = \begin{Bmatrix} i \text{ se } w_{i,T} < w_{j,T} \\ j \text{ se } w_{i,T} > w_{j,T} \end{Bmatrix} \quad (8)$$

$$H_{i,T+1} = e^{\theta_i educ_{i,T+1}} L_{natural,i,T+1} + e^{\theta_i educ_{j,T+1}} L_{imigrante,i,T+1} \quad (9)$$

$$educ_{i,T+1} = educ_{i,T} + B_i^{-educ_{i,T}} \quad (10)$$

$$A_{i,T+1} = g_1 A_{i,T} \quad (11)$$

---

onde:

Y_i, K_i, L_i, H_i, A_i = são, respectivamente, o produto, estoque de capital físico, mão-de-obra, estoque de capital humano e produtividade da região *i;*

θ_i = taxa de retorno da educação na região *i*;

S_i = proporção da renda investida no capital *i;*

$educ_i$ = anos médios de estudo da população da região *i;*

B_i = base exponencial do crescimento da educação da região *i;*

δ_i = taxa de depreciação do capital da região *i;*

r_i = taxa de retorno do capital na região *i;*

n_i = taxa de natalidade líquida da mão-de-obra da região *i;*

w_i = taxa de retorno da mão-de-obra da região *i;*

g_i = taxa do avanço tecnológico da região *i;* e

ϕ_m = sensibilidade de deslocamento do fator de produção *m*.

A função de produção (5) e a dinâmica do capital humano (9) seguem proposta de Hall e Jones (1999). Observa-se que o capital humano da região *i* é formado com base nas características da população original da região junto com o capital humano proveniente das migrações, utilizando-se a média educacional da região emissora.

Adiciona-se a dinâmica dos anos de estudo médio da população ao modelo (10). Imagina-se que a educação média da população cresce ao longo do tempo.

É razoável supor que esse crescimento, no entanto, segue tendência decrescente, ou seja, a região de alto nível educacional tem maior dificuldade de elevá-lo do que as regiões de nível educacional mais básico.[9]

A equação de movimento do capital (6) é dada pelo investimento, incrementando-se o estoque de capital existente, menos a depreciação anual. Deve-se adicionar o movimento inter-regional do capital apresentado na seção anterior por (3). Observa-se que o índice ω do capital que multiplica o fator de deslocamento é dado pela região que envia o capital à receptora, ou seja, a região que tiver a menor taxa de retorno.

A dinâmica da mão-de-obra está separada de duas formas. A primeira (7) se refere ao crescimento vegetativo da população, ou seja, a natalidade líquida da mortalidade. O outro bloco é formado pela dinâmica da população imigrante (8), ou seja, há o movimento do fator trabalho entre as regiões de acordo com a sensibilidade de deslocamento (4), sendo que o índice da região (ω) é dado pela região de menor salário. Observa-se que a produtividade tem uma taxa de crescimento dada pelo avanço tecnológico g_i em (11).

3 CONDIÇÕES INICIAIS E CALIBRAÇÃO DOS PARÂMETROS

Devido à presença de não-linearidade, o sistema de equações em diferença citado anteriormente não apresenta solução analítica fechada. Tal problema impede até uma análise qualitativa simples e confiável. Nesse caso, a forma mais plausível de se analisar o comportamento dinâmico das variáveis, apesar de suas limitações em alguns casos, é por meio da simulação computacional. As simulações realizadas no presente trabalho englobam o período de 1985 a 2015.

Os dados utilizados tiveram como base o ano de 1985. Como já mencionado, o trabalho pretende abranger as cinco regiões brasileiras: Sudeste, Nordeste, Centro-Oeste, Norte e Sul. Os valores das condições iniciais estão apresentados na tabela 2.

Os dados das condições iniciais da população, PIB e educação foram extraídos do Ipeadata, tendo como fonte o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados relativos ao estoque inicial total de capital físico regional foram extraídos do Censo Industrial de 1985 exposto em Morandi e Reis (2004).[10] O capital humano inicial é dado de acordo com a equação (9). O estoque inicial de tecnologia A_0 foi

9. Esse comportamento é condizente com os dados do crescimento regional da educação brasileira.

10. Os autores agradecem a Eustáquio Reis pela disponibilidade dos dados.

determinado evidenciando esta variável na função de produção minceriana.[11] Assim, utilizando-se aritmética simples, é possível chegar à seguinte expressão:

$$A_0 = \left(\frac{Y_0}{K^{\alpha} e^{\theta educ_0 \beta} L^{\beta}} \right)^{\frac{1}{\beta}} \tag{12}$$

TABELA 2
Condições iniciais – 1985

Item	Sudeste	Nordeste	Centro-Oeste	Norte	Sul
População	56.738.627	38.307.303	7.998.030	8.170.119	20.439.893
PIB (R$ bilhões)	437	103	35	28	124
PIB *per capita*	7.710	2.678	4.370	3.418	6.085
K_0 (R$ bilhões)	1.159	309	129	65	323
educ (anos)	5,02	2,74	4,40	5,04	4,41
H_0 (milhões)	104	53	14	15	35
A_0	1.360	744	1.830	626	1.355

Fonte: Elaboração própria.

É importante observar que a região que apresenta a maior produtividade é a Centro-Oeste, seguida de Sudeste e Sul. Pode-se justificar a alta produtividade do Centro-Oeste por ser região de fronteira agrícola e também de serviços, dada a aquisição da com a capital federal. Ferreira e Diniz (1995) citam três fatores que contribuíram para o crescimento da produtividade agrícola dessa região: *a*) o avanço tecnológico que possibilitou a produção agrícola no cerrado com terras planas, baratas e de maior produtividade física por área; *b*) desenvolvimento da infra-estrutura; e *c*) crédito agrícola subsidiado.[12.]

A tabela 3 apresenta os parâmetros utilizados. Calcularam-se os parâmetros α_i e β_i multiplicando a renda média pelo número dos trabalhadores ocupados e achando a razão em relação ao PIB.[13] É importante comentar que há problemas

11. Os diferenciais de produtividade inicial das regiões têm um papel crucial para a dinâmica do produto regional. Deve-se mencionar a importância da educação para a formação dessa variável.

12. Podem-se citar o Programa de Desenvolvimento dos Cerrados (Polocentro) e o Programa de Cooperação Nipo-Brasileira para Desenvolvimento dos Cerrados (Proceder).

13. Nesse caso, acha-se o rendimento total do capital humano. Como $\alpha_i = (1 - \beta i)$, acha-se a remuneração total do capital físico.

de mensuração desse parâmetro pelo fato de as estatísticas não levarem em consideração a remuneração das pessoas que trabalham por conta própria (Gollin, 1998). Gomes, Bugarin e Ellery (2003) realizaram as correções propostas por Gollin e chegaram a um resultado para o parâmetro em torno de 0,5 em nível nacional. Devido à indisponibilidade de dados regionais, não foi possível a adaptação do método neste trabalho.

TABELA 3
Parâmetros – 1985

Item	Sudeste	Nordeste	Centro-Oeste	Norte	Sul
α_i (%)	53,76	46,28	20,80	56,21	50,51
β_i (%)	46,24	53,72	79,20	43,79	49,49
s_i (%)	20,17	20,17	20,17	20,17	20,17
δ_i (%)	6,5	6,5	6,5	6,5	6,5
n_i (%)	1,64	1,71	2,53	3,09	1,38
g_i (%)	0,51	0,44	2,39	–0,16	1,40
θ_i (%)	12	12	12	12	12
B_i	1,41	1,41	1,4	1,53	1,39
ϕ_k (%)	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
ϕ_l (%)	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04

Fonte: Elaboração própria.

A taxa de poupança foi dada pela média nacional. A taxa de depreciação foi estabelecida em 6,5% para condizer, em termos médios, com o ocorrido no período de 1985 a 2000. A taxa de natalidade n_i foi extraída do crescimento populacional do mesmo período pelas estatísticas do IBGE. A taxa de crescimento da produtividade foi calculada pela média geométrica de crescimento do PIB *per capita* dos últimos 15 anos, seguindo Hansen e Prescott (1995).[14]

É importante destacar que as taxas de retornos sobre os fatores de produção $r_{i,T}$ e $w_{i,T}$ são determinadas de forma endógena do modelo pela derivação da função de produção em relação aos mencionados fatores.

Assim, determinam-se as seguintes expressões:

$$r_{i,T} = \alpha_i K_{i,T}^{\alpha_t - 1} (H_{i,T}\, A_{i,T})^{\beta_i} \tag{13}$$

$$w_{i,T} = \beta_i K_{i,T}^{\alpha_i}\, L_{i,T}^{\beta_i - 1}\, (A_{i,T}\, e^{\theta_i s_i (t)})^{\beta_i} \tag{14}$$

14. Essa calibração é usual nas simulações da literatura de crescimento. Assume-se o modelo de Solow como padrão, no *steady state* o crescimento do produto *per capita* é igual ao crescimento tecnológico.

A taxa de retorno da educação θ_i foi parametrizada pela média calculada por Reis e Barros (1990) e Leal e Vevlang (1991). A base exponencial do crescimento educacional (B_i) foi calibrada para que a dinâmica reflita o ocorrido no período de 1985 a 2000. Observe-se que o valor se situa em torno de 1,4. Os parâmetros ϕ_k e ϕ_l foram calibrados para tornar os resultados próximos do previsto no período para o ano 2000.

4 RESULTADOS

Os resultados encontrados nessa simulação podem ser comparados com o ocorrido no ano 2000. Assim, pode-se analisar a capacidade do modelo de replicar a realidade e possíveis alterações na calibração dos parâmetros. A tabela 4 apresenta os resultados encontrados nas estatísticas oficiais e os previstos pelo modelo.

TABELA 4
Observado e previsto no modelo proposto ao ano 2000

Item	Sudeste		Nordeste		Centro-Oeste		Norte		Sul	
	Observ.	Prev.	Observ.	Prev.	Observ.	Prev.	Observ.	Prev.	Observ.	Prev.
População (milhões)	72,4	72,9	47,7	48,1	11,6	12,4	12,9	12,5	25,1	25,5
PIB (R$ bilhões)	636	649	144	145	77	82	51	46	194	205
PIB *per capita*	8.788	8.816	3.019	2.984	6.578	6.431	3.926	3.632	7.708	7.882
K0 (R$ bilhões)	1.622	1.500	405	356	261	152	112	103	473	445

Fonte: Elaboração própria.

Observa-se que a população tende a ficar próxima do previsto em todas as regiões. Essa variável é determinada pelo crescimento vegetativo líquido (IBGE) mais a migração inter-regional, dados pela forma funcional (4); logo, é possível que o fator de deslocamento da mão-de-obra para o Centro-Oeste gerou o resultado superior ao observado.[15] O PIB estimado chegou a resultados próximos do observado sendo um pouco maior no Sudeste, Centro-Oeste e Sul, e menor no Norte. É importante observar que um importante parâmetro para determinação do crescimento do PIB é a poupança e a depreciação. Devido à indisponibilidade dos dados, esses parâmetros foram iguais em todas as regiões à média nacional.[16]

O PIB *per capita* seguiu a tendência da variável anterior apresentando resultados próximos do observado. O estoque de capital físico foi subestimado em todas as regiões analisadas, tendo maior discrepância no Nordeste e no Centro-Oeste. Essa variável depende da taxa de poupança, depreciação e sua mobilidade inter-regional (3).

15. Como a região Norte tem uma das maiores taxas de retorno da mão-de-obra, ela se torna um dos principais focos das imigrações.

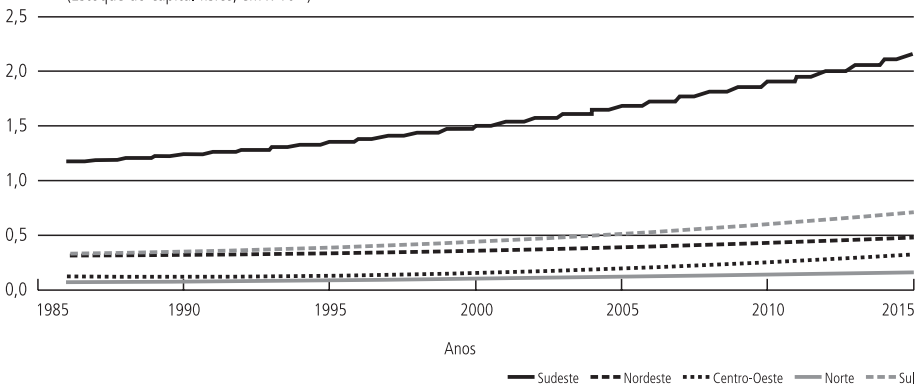
16. No caso da depreciação, buscou-se um valor que, em termos médios, minimizasse os erros dessas previsões dentro de um intervalo normalmente aceito.

Apesar de haver alguns problemas nas previsões de algumas variáveis, esses problemas são originários da calibração do modelo por falta de dados regionais. Realizou-se um exercício de replicar essas variáveis ao longo do tempo. O modelo foi capaz de replicá-las perfeitamente, utilizando uma calibração dos parâmetros em conformidade com as aplicações na área econômica. Assim, sugere-se que o principal objetivo do trabalho, a elaboração de um modelo de crescimento apto às análises de economia regional, foi exercido, sugerindo-se a coleta desses dados em nível regional para as possíveis estimações econométricas dos parâmetros.

4.1 Dinâmica do estoque de capital físico

A dinâmica regional do estoque de capital físico está apresentada no gráfico 1. Observa-se que Sudeste, Centro-Oeste e Sul apresentam uma taxa de acumulação do capital físico superior ao Norte e Nordeste. A região Sul, que, a princípio, tem o estoque de capital físico próximo do Nordeste, tende a divergir deste. O mesmo comportamento é observado entre o Centro-Oeste e o Norte.

GRÁFICO 1
Dinâmica do estoque de capital físico
(Estoque do capital físico, em x 10^{12})

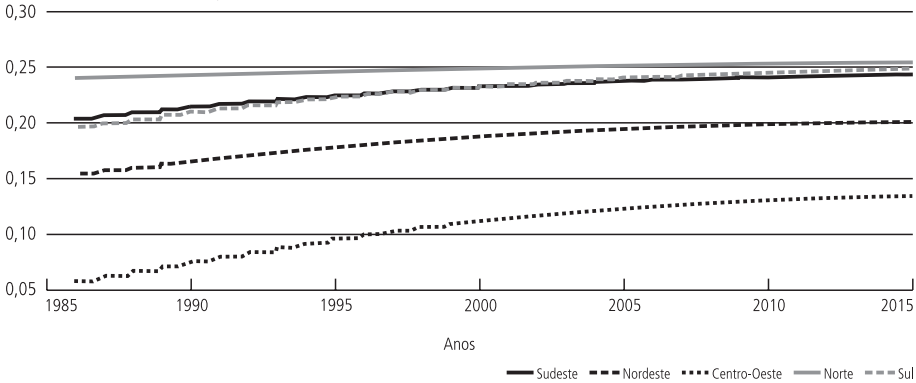


O gráfico 2 apresenta o comportamento da taxa de retorno do capital físico. Observa-se que a região Centro-Oeste possui a menor taxa de retorno do capital físico no período analisado. O Norte, que no início tem a maior taxa de retorno no país, tende a ser ultrapassado pela região Sul. A taxa de retorno do Sul passa a da região Sudeste após 13 anos.

É interessante notar que a região Nordeste apresenta a segunda menor taxa de retorno do país. Além disso, não há tendência à reversão dessa dinâmica. Essa constatação contradiz o modelo de Solow (1956) tradicional na qual estipula que

as maiores taxas de retorno do capital físico estão relacionadas às regiões que os detêm de maneira relativamente mais escassa . Assim, a hipótese de Lucas (1990) é verificada: ao incorporar o capital humano na função de produção, os diferenciais das taxas de retorno do capital físico diminuem. No caso do Nordeste, é observado, até mesmo, que essa taxa é menor que nas demais regiões do país, não havendo tendência dos capitais no sentido de fluir dos ricos para os pobres.

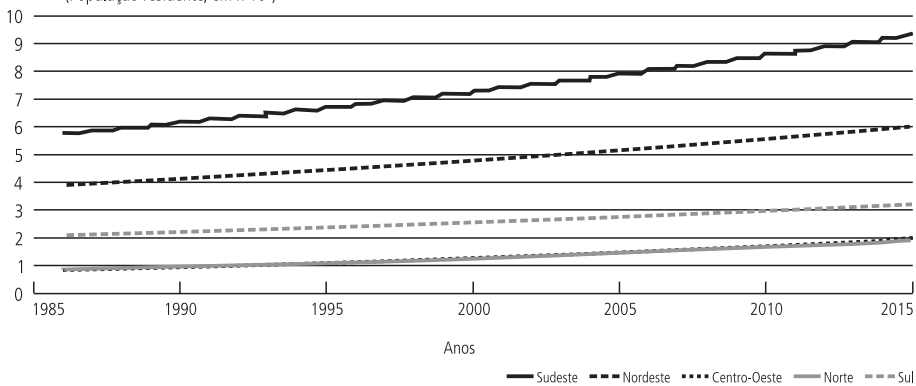
GRÁFICO 2
Dinâmica da taxa de retorno do capital físico
(Taxa de retorno do capital físico)



4.2 Dinâmica da mão-de-obra

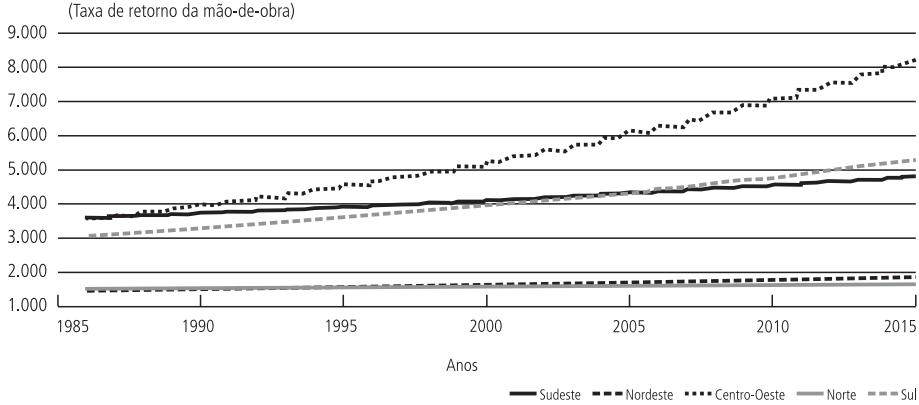
No gráfico 3, apresenta-se a dinâmica da população residente das diversas regiões. A tendência é a concentração espacial da população na região Sudeste.

GRÁFICO 3
Dinâmica da população residente
(População residente, em x 10^7)



O gráfico 4 apresenta a dinâmica da taxa de retorno da mão-de-obra no Brasil. Nota-se que o Centro-Oeste tende a apresentar a maior taxa de retorno da mão-de-obra do país. Logo, há uma tendência migratória das demais regiões ao Centro-Oeste em termos líquidos, ocasionando um aumento da população residente. É importante notar que, no final de 30 anos, a inclinação da taxa de retorno do trabalho no Centro-Oeste apresenta-se mais acentuada que nas demais regiões.

GRÁFICO 4
Dinâmica da taxa de retorno da mão-de-obra
(Taxa de retorno da mão-de-obra)



Destaca-se que, no modelo proposto, a migração impacta o capital humano regional baseado na forma funcional minceriana de acordo com Jones (1997) que relaciona a mão-de-obra com o nível educacional de acordo com a expressão (9). Espera-se, dessa forma, que as populações emigrantes das regiões pobres, ao chegarem às regiões ricas, permaneçam, em termos médios, com a mesma educação da região emissora. Assim, a migração exerce influência positiva para a convergência regional.

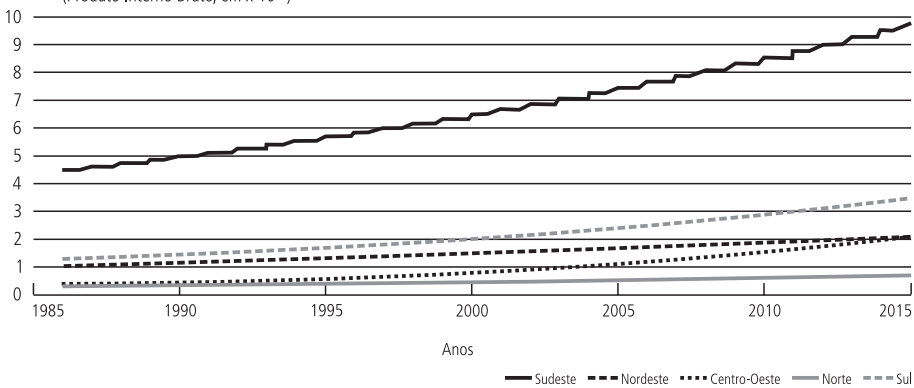
4.3 Dinâmica do produto interno bruto

A dinâmica do PIB regional está apresentada no gráfico 5. Observa-se que o comportamento segue a tendência do capital físico. O Sudeste concentra espacialmente a grande parcela do produto nacional. O PIB da região Centro-Oeste chega ao da região Nordeste após 30 anos. O Sul tende a se distanciar do Nordeste ao longo do tempo se consolidando em segundo lugar do PIB nacional.

Pessoa (1999) afirma que a concentração espacial da atividade econômica não constitui um problema de crescimento ou desenvolvimento, a menos que esteja havendo problemas de deseconomias de escala. Por mais que os custos dos congestionamentos sejam repassados, em termos teóricos, aos agentes econômicos das regiões que concentram a atividade como sugerido pelo autor, eles constituem

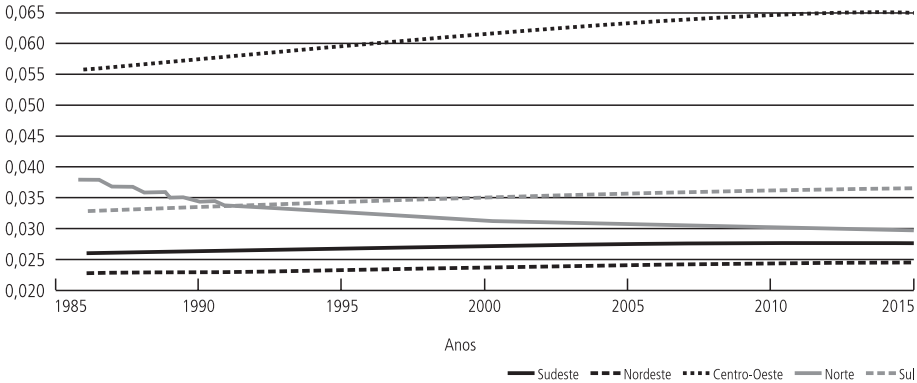
uma ineficiência do ponto de vista da economia nacional.[17] Pode-se imaginar, como exemplo extremo, uma economia onde toda sua produção esteja em uma única região sob congestionamento.

GRÁFICO 5
Dinâmica do Produto Interno Bruto
(Produto Interno Bruto, em x 10^{11})



O gráfico 6 apresenta a taxa de crescimento do PIB. A dinâmica segue a calibração da taxa de crescimento tecnológico das regiões e o deslocamento líquido de capital e mão-de-obra regional. O Centro-Oeste apresenta maior crescimento em relação às demais regiões. O Norte apresenta taxa de crescimento do PIB decrescente e o Nordeste permanece como a região com pior crescimento econômico em 30 anos, apesar de a calibração do crescimento tecnológico ser superior ao do Norte.

GRÁFICO 6
Dinâmica da taxa de crescimento do Produto Interno Bruto
(Taxa de crescimento do Produto Interno Bruto)

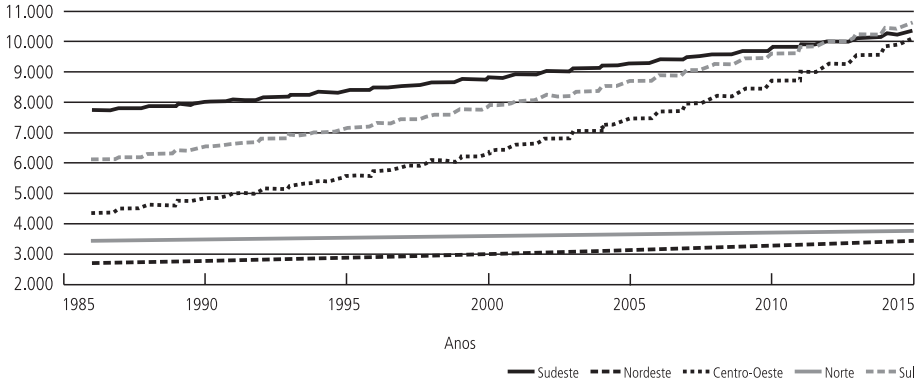


17. Além dos problemas sociais e ambientais que são visíveis nos centros urbanos no Brasil.

4.4 Dinâmica do produto interno bruto *per capita*

O gráfico 7 apresenta o comportamento dos produtos *per capita* regionais ao longo do tempo. Observa-se um processo de convergência das regiões Sul e Centro-Oeste ao Sudeste. Enquanto o Nordeste e o Norte apresentam um comportamento estável, em um patamar inferior de renda *per capita*. Pode-se especular, com base nessas simulações, que a economia regional apresenta dois *steady states:* o rico e o pobre.[18]

GRÁFICO 7
Dinâmica do PIB *per capita*
(PIB *per capita*)



Em 30 anos, a região Centro-Oeste chega próximo ao PIB *per capita* da região Sudeste, assumindo uma tendência junto com o Sul a se consolidarem como as regiões mais ricas do país. Esse comportamento do Centro-Oeste é justificado pela alta taxa de crescimento tecnológico calibrada no modelo, baseada na média geométrica do crescimento do PIB *per capita* dos últimos anos.[19] As três regiões mais ricas tendem a ter uma renda *per capita*, após 30 anos, superior a R$ 10 mil. O Nordeste e o Norte apresentam um pequeno acréscimo do PIB *per capita*. Após 30 anos o PIB *per capita* do Norte e do Nordeste chegam a R$ 3.751 e R$ 3.436, respectivamente.

A economia do Centro-Oeste passou por mudanças estruturais significativas nos últimos 45 anos, com a implantação da capital federal e com inovações tecnológicas que permitiram a produção agrícola no cerrado. Nesse sentido, especula-se que houve mudança do *steady state* dessa economia a um nível mais elevado. Assim, ao majorar a distância dessa economia ao seu nível estacionário, há um aumento do crescimento do produto *per capita* como apontado por Barro (1995), mas que, ao se aproximar do *steady state*, essa taxa de crescimento tende a diminuir. Como a taxa de crescimento tecnológico no modelo proposto é fixa, esse comportamento não é captado.

18 Resultado condizente com o trabalho de Azzoni e Silveira Neto (2003); Mossi *et al.* (2003); e Hewings, Magalhães e Azzoni (2005).

19. Ver resultados da alteração da calibração do crescimento tecnológico do Centro-Oeste na subseção 5.2.

O gráfico 8 apresenta a dinâmica do crescimento do PIB *per capita*. Assim como em Solow (1956), o crescimento do PIB *per capita* tende a ser igual ao crescimento tecnológico das regiões. O Centro-Oeste é a região de maior crescimento do PIB *per capita* e o Norte, de menor.

Com o propósito de analisar mais detalhadamente a convergência regional, elaborou-se o gráfico 9, que traz as diferenças dos PIBs *per capita* das regiões brasileiras em relação à região Sudeste. Em termos absolutos, a diferença do PIB *per capita* do Nordeste e Norte em relação ao Sudeste se acentua. Após 30 anos, essa diferença fica em torno de R$ 6.904 para o Nordeste e de R$ 6.589 para o Norte, além disso, a inclinação do diferencial da região Nordeste em relação à da Sudeste apresenta-se menos acentuada que o Norte.

GRÁFICO 8
Dinâmica da taxa de crescimento do PIB *per capita*
(Crescimento do PIB *per capita*)

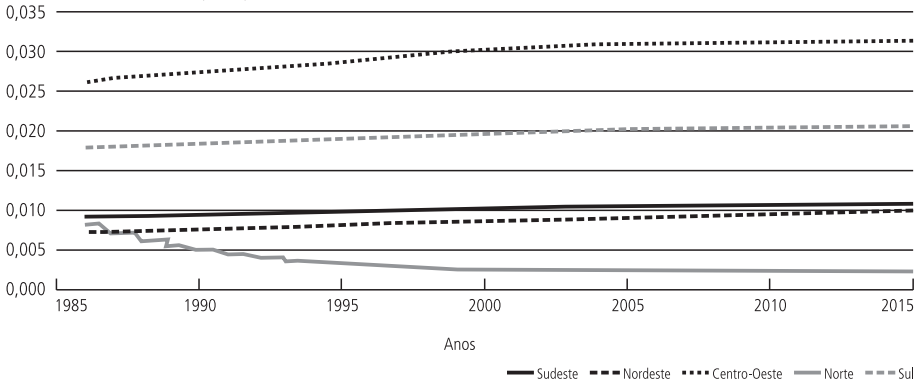
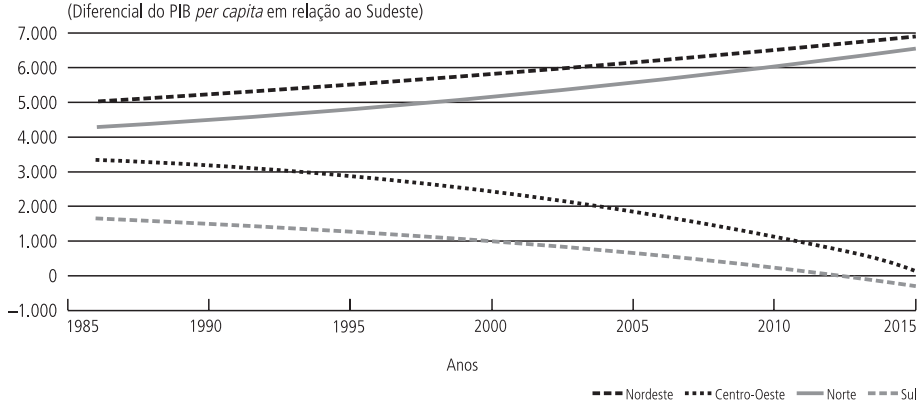


GRÁFICO 9
Dinâmica dos diferenciais do PIB *per capita* em relação à região Sudeste
(Diferencial do PIB *per capita* em relação ao Sudeste)



As regiões Centro-Oeste e Sul apresentam redução na sua diferença em relação ao Sudeste. Elas iniciam o período com o valor de R$ 3.340 e R$ 1.625 e, ao final de 30 anos, chegam a um valor em torno daquele do Sudeste. Assim, há um processo de β-convergência das rendas *per capita* em relação ao Sudeste, mas, em seguida, começa a haver divergência das rendas *per capita* em favor do Centro-Oeste e do Sul.

5 ANÁLISE DE SENSIBILIDADE DO MODELO

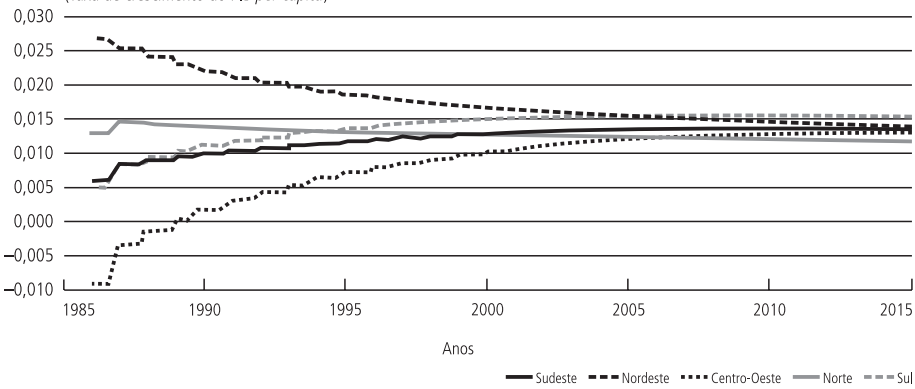
Esta seção tem como objetivo analisar a sensibilidade do modelo à mudança dos parâmetros. É possível, dessa forma, verificar como a calibração dos parâmetros pode alterar os resultados apresentados anteriormente.

5.1 Igualdade do crescimento tecnológico regional

Calibraram-se, nesta subseção, os parâmetros do crescimento tecnológico, o *capital share* da função de produção e a sensibilidade do deslocamento da mão-de-obra (g_i = 0,62%, α_i = 0,4 e ϕ_l = 1%) iguais para todas as regiões, mantendo-se os demais parâmetros da simulação-padrão.

O gráfico 10 apresenta a dinâmica do crescimento do PIB *per capita* regional. Observa-se tendência de convergência do crescimento do PIB *per capita* de todas as regiões para um valor em torno de 1,4% a.a.[20] O Nordeste inicia o período como a região de maior crescimento do PIB *per capita,* apresentando queda; já o Centro-Oeste exibe um surpreendente aumento. Esse resultado está em conformidade com o modelo de Solow (1956), em que se prevê o crescimento do PIB *per capita* com base no crescimento tecnológico.

GRÁFICO 10
Dinâmica da taxa de crescimento do PIB *per capita*
(Taxa de crescimento do PIB *per capita*)



20. Devido à forte migração de sua mão-de-obra em direção às regiões mais ricas.

No gráfico 11 observa-se a dinâmica do PIB *per capita* das demais regiões em relação ao Sudeste. Apesar da convergência do crescimento do PIB *per capita* observada no gráfico anterior, o valor dessa variável das regiões mais pobres, em termos absolutos, não tende a convergir ao Sudeste. O Nordeste e o Norte, ao final do período, apresentam a maior tendência de divergência, enquanto o Sul tende a permanecer no mesmo patamar de diferença em relação ao Sudeste. Conclui-se que não há um processo de β-convergência.

O gráfico 12 apresenta a dinâmica da população residente das regiões, para a calibração estabelecida nesta subseção. Observa-se tendência de migração acentuada das regiões mais pobres às mais ricas. Verifica-se, inclusive, um esvaziamento populacional da região Nordeste, o que não é factível com os dados observados.

GRÁFICO 11

Dinâmica dos diferenciais do PIB *per capita* em relação à região Sudeste

(Diferenciais do PIB *per capita* em relação à região Sudeste)

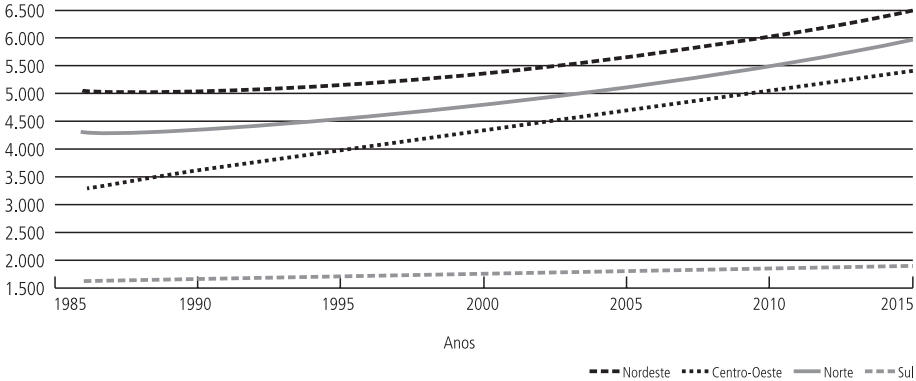
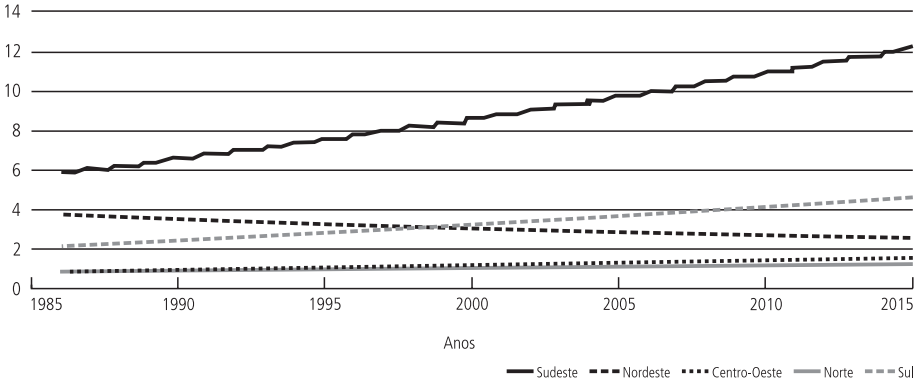


GRÁFICO 12

Dinâmica da população residente

(População residente, em x 10^7)



Esse resultado deixa claro que a escolha dos parâmetros traz uma discussão sobre a validade do modelo neoclássico de crescimento ao estudar o processo de convergência regional. Se considerarmos que o crescimento tecnológico é puramente aleatório – e, conseqüentemente, exógeno, como sugerido pelo modelo neoclássico –, temos de utilizar uma calibração que mantenha o crescimento do progresso técnico igual para todas as regiões. Os resultados são diferentes do observado, uma vez que significaria convergência de renda com esvaziamento populacional das regiões mais pobres.

Por outro lado, se admitirmos que o progresso técnico é diferente para cada região, chegamos a resultados mais próximos da realidade observada. Não há qualquer justificativa dentro do modelo neoclássico para supor que o crescimento do progresso técnico seja persistentemente diferente entre duas regiões. Logo, ao assumir que as regiões têm diferentes progressos tecnológicos de forma persistente, temos de admitir que há alguma causa endógena para essa premissa. Essa conclusão não é nova, pois foi uma das razões para desencadear o desenvolvimento dos modelos de crescimento endógeno.[21] Entretanto esse resultado é significativo para avaliar o comportamento do desenvolvimento regional brasileiro e para lançar questões para futuras pesquisas.

Não é o objetivo do presente trabalho verificar as razões da persistente diferença de progresso técnico das regiões, mas esse é um campo de pesquisa promissor. O resultado mais relevante para países, no tocante a essas pesquisas, é o de Mayer-Foulkes (2002),[22] em que fica claro que os países se organizam em termos de clubes de convergência das suas taxas de crescimento, e não em torno de níveis de renda, como argumentado por Barro e Sala-i-Martin (1992); Mankiw, Romer e Weil (1992); Evans (1996); e Maddison (2001). Neste estudo se determinam dois clubes de convergência e verifica-se que esses clubes de países divergiram entre 1960 e 1985, concluindo-se que a distância entre esses grupos cresceu por um fator de 2.6. Ao se utilizar a classificação de países de Maddison (2001) para definir os grupos, chega-se a uma conclusão muito similar.

O artigo que ganhou mais destaque na explicação teórica dessas evidências de diferenças persistentes de progresso técnico entre países, e da criação de clubes de convergência de taxas de crescimento, foi o de Howitt (2000). Nesse artigo o modelo schumpeteriano de crescimento endógeno de Aghion e Howitt (1992) é expandido para um arcabouço com *spillovers* tecnológicos entre os países. Como conseqüência, o mecanismo de convergência deixa de ser o rendimento marginal decrescente do capital e passa a ser a adoção de tecnologia e de inovações, que são

21. Em um dos artigos seminais dos modelos de crescimento endógeno, Romer (1986) inicia a introdução justamente com o argumento de que a previsão de convergência dos países e regiões se mostrou absolutamente irrealista, havendo a necessidade de endogeneizar o progresso técnico para resolver tal controvérsia.

22. O estudo segue uma série de evidências, como Baumol (1986); Durlauf e Johnson (1995); Quah (1993, 1997); e Mayer-Foulkes (2003).

agora endógenas e dependem de condições macroeconômicas, ambiente institucional, sistema educacional e restrições ao crédito em um arcabouço com equilíbrios múltiplos. Esse modelo foi enriquecido de diversas formas como em Howitt e Mayer-Foulkes (2002); Aghion, Howitt e Mayer-Foulkes (2004).

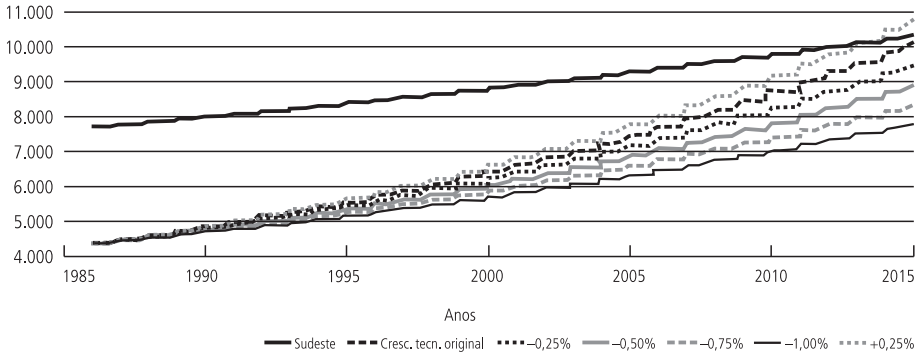
Essa classe de modelos de convergência foi testada e verificada de forma convincente por Aghion, Howitt e Mayer-Foulkes (2004), em que restrições de crédito foram identificadas como o fator mais importante da determinação do clube de convergência em que os países irão se estabelecer. De forma similar, Benhabib e Spiegel (2005) também verificam a validade desse modelo, mas identificam o capital humano como fator mais relevante. Os resultados aqui apresentados abrem espaço para o debate sobre quais são as razões da diferença de progresso técnico entre regiões brasileiras em pesquisas futuras.

5.2 Sensibilidade do Centro-Oeste ao crescimento tecnológico

Como se antecipou na seção 4, o comportamento do produto *per capita* do Centro-Oeste está determinado por sua elevada taxa de crescimento tecnológico calibrada ao modelo. Supondo-se que essa economia esteja se aproximando do *steady state*, é razoável imaginar que essa taxa de crescimento tecnológico decresça.[23] Logo, a análise de sensibilidade do produto *per capita* dessa região à taxa de crescimento tecnológico é importante.

O gráfico 13 apresenta a dinâmica do PIB *per capita* do Centro-Oeste supondo diferentes taxas de crescimento da produtividade. Observa-se que a dinâmica do produto *per capita* dessa economia é alterada significativamente com mudanças nas taxas de crescimento tecnológico, dados outros parâmetros de calibração constantes. Assim, especula-se que o crescimento do PIB *per capita* do Centro-Oeste esteja sobreestimado ao final do período na medida em que a região se aproxima do *steady state*.

GRÁFICO 13
Dinâmica do PIB *per capita* do Centro-Oeste em relação ao Sudeste para diferentes taxas de crescimento tecnológico ao Centro-Oeste
(PIB *per capita*)



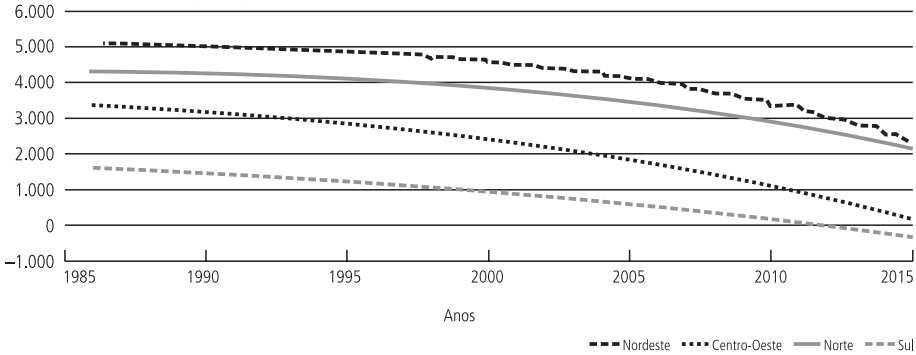
23. Isso porque a calibração da taxa de crescimento tecnológico foi dada pela média geométrica do crescimento do produto *per capita* das regiões.

5.3 Choques tecnológicos no Nordeste e no Norte

A presente subseção analisa o comportamento das desigualdades regionais assumindo que o Norte e o Nordeste do país tenham uma taxa de crescimento tecnológico 4,0% superior ao longo do tempo. Pode-se imaginar como exemplo uma política pública de incentivos à pesquisa e ao desenvolvimento tecnológico que implique, de fato, um aumento no crescimento da produtividade de alguns setores econômicos da região.

O gráfico 14 apresenta os resultados. Observa-se que o choque tecnológico altera significativamente a tendência de divergência regional. As regiões Norte e Nordeste passam de um nível de desigualdade em torno de R$ 5.032 e R$ 4.293 para R$ 2.294 e R$ 2.110, respectivamente, em relação ao Sudeste. É importante observar que, sem o referido choque tecnológico, a desigualdade regional estaria no patamar de R$ 6.900 para o Nordeste e de R$ 6.590 para o Norte após 30 anos.

GRÁFICO 14
Dinâmica dos diferenciais do PIB *per capita* em relação à região Sudeste supondo choque tecnológico persistente de 4% no Nordeste e no Norte
(Diferenciais do PIB *per capita* em relação ao Sudeste)



6 CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho foi aplicar um modelo dinâmico capaz de descrever o comportamento dos fatores de produção, sua mobilidade e seu impacto sobre o crescimento regional. Realizou-se uma análise dinâmica das cinco regiões brasileiras. Com base nas calibrações do modelo e das informações sobre as condições iniciais, é possível descrever o comportamento das diversas variáveis envolvidas ao longo do tempo via simulação computacional.

Primeiramente, analisou-se a robustez do modelo comparando os resultados encontrados com o ocorrido de fato. Observou-se que o modelo previu dentro de uma margem satisfatória os dados observados no ano 2000. Além disso, verificou-se que o modelo é capaz de replicar perfeitamente as variáveis ao longo do tempo sobre

uma calibração dentro dos patamares usuais. Logo, o modelo pode ser utilizado como instrumental para a análise regional.

As simulações indicam um processo de concentração espacial da atividade econômica do país nas regiões Sudeste, Centro-Oeste e Sul. É interessante notar que a taxa de retorno do capital físico do Sul tende a se tornar a maior do país; já o Nordeste apresenta a segunda menor taxa de retorno sem perspectiva de mudança. Esse comportamento contradiz os modelos neoclássicos tradicionais e confirma as hipóteses de Lucas (1990), segundo as quais os capitais não fluem dos ricos aos pobres, quando se leva em consideração o capital humano na função de produção.

Verifica-se que não há processo de convergência das regiões de um modo global. Ao analisar as regiões, no entanto, em dois grupos, observa-se a tendência da β-convergência do produto *per capita* das regiões Sul e Centro-Oeste ao Sudeste do país, enquanto as regiões Norte e Nordeste permanecem em um patamar inferior com baixa capacidade de crescimento.

Logo, especula-se que há dois *steady states* no país no qual o Sudeste, o Sul e o Centro-Oeste tendem a se manter em um nível de produto *per capita* superior em 2,8 e 3 vezes ao Norte e ao Nordeste, respectivamente. Azzoni e Silveira Neto (2003), Mossi *et al.* (2003) e Hewings, Magalhães e Azzoni (2005) encontraram resultados semelhantes ao Brasil por meio de estimações econométricas. Jones (1997) chega aos mesmos resultados para a economia mundial, e existe, além disso, uma vasta literatura sobre os clubes de convergência que confirmam sua hipótese.

A seção 5 analisou a sensibilidade do modelo (e resultados) à alteração dos parâmetros. Ao fixar o crescimento tecnológico e as elasticidades da função de produção iguais para todas as regiões, houve um processo de convergência do crescimento do PIB *per capita* regional, porém, ainda há persistência do processo de divergência do PIB *per capita* em termos absolutos. Essa calibração apresentou-se fraca para a reprodução dos dados observados.

O comportamento surpreendente da economia do Centro-Oeste pode ser justificado pela calibração da taxa de crescimento tecnológico do modelo, baseada no crescimento do PIB *per capita* médio de 1985 a 2000. A subseção 5.2 analisou a sensibilidade do produto *per capita* dessa economia a diferentes valores de g. Observa-se que o desempenho dessa região é muito dependente desse parâmetro.

Por fim, fez-se uma simulação para a mudança do caráter vicioso das economias pobres (Norte e Nordeste) do país por meio de um choque tecnológico de 4%, persistente ao longo dos anos. A política de desenvolvimento tecnológico nas regiões pobres apresentou-se como uma alternativa para a quebra do processo de divergência dessas regiões.

Os resultados encontrados neste trabalho indicam o caráter perverso da dinâmica de crescimento regional observada no país. Os resultados não prevêem uma tendência à convergência dos produtos *per capita* regionais, a menos que as regiões mais pobres sejam sujeitas a choques de produtividades significativos. Observa-se que políticas públicas são fundamentais para promoção do crescimento mais balanceado no país se se levarem em consideração os custos e a ineficiência do congestionamento econômico das regiões mais promissoras.

A maior contribuição deste trabalho é a novidade do enfoque para a análise regional por meio de simulações de um modelo de crescimento macroeconômico. A vantagem do método é a possível análise detalhada da dinâmica das variáveis envolvidas na formação econômica da região, suas interações e sensibilidades.

ABSTRACT

This article analyzes regional convergence dynamics in Brazil based on an adapted version of Hall and Jones (1999) that includes labor and capital mobility. Computational simulations indicate a tendency towards spatial concentration and the development of two alternative steady states for Brazilians regions per capita GDP: a poor and a rich one. The South and Center-West regions tend to reach the per capita GDP of the richest region, the Southeast. On the other hand, the poorest regions, Northeast and North, do not present a substantial change in their per capita GDP dynamics, remaining at inferior levels of per capita GDP (3.0 and 2.8 times less than the other regions, respectively). The main reason for this result lies in the significant differences in aggregate productivity across regions. Even though the richest regions present larger endowments of production factors, their higher aggregate productivity keeps capital and labor productivity rates higher than in poorer regions.

REFERÊNCIAS

AGHION, P.; HOWITT, P. A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, v. 60, p. 323-351, 1992.

AGHION, P.; HOWITT, P.; MAYER-FOULKES, D. *The effect of financial development on convergence*: theory and evidence. 2000 (NBER Working Paper, n. 10358).

ARRAES, R.; TELES, V. Endogeneidade versus exogeneidade do crescimento econômico: uma análise comparativa entre Nordeste, Brasil e países selecionados. *Revista Econômica do Nordeste,* v. 31, n. especial, p. 754-776, 2000.

_____. Política fiscal e crescimento econômico: aspectos teóricos e evidências empíricas para as regiões brasileiras. *Revista Econômica do Nordeste,* v. 32, n. especial, p. 676-690, 2001.

AZZONI, C. Economic growth and regional income inequality in Brazil. *The Annals of Regional Science,* v. 35, p. 133-152, 2001.

AZZONI, C. R.; SILVEIRA NETO, R. Location and growth in Brazilian states. *Papers in Regional Science,* 2003.

BARELLI, P.; PESSOA, S. Inada conditions imply that production function must be asymptotically Cobb-Douglas. *Ensaios Econômicos,* n. XXX, 2003.

BARRO, R. Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy,* v. 98, n. 5, p. 103-125, 1990.

_____. Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics,* v. 106, p. 407-444, 1991.

BARRO, R.; MANKIW; N.; SALA-i-MARTIN, X. Capital mobility in neoclassical models of growth. *The American Economic Review,* v. 85, n. 1, p. 103-115, 1995.

BARRO, R.; SALA-i-MARTIN, X. Convergence. *Journal of Political Economy,* v. 100, p. 223-251, 1992.

_____. *Economic growth.* New York: McGraw-Hill Advanced Series in Economics, 1995.

BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence, and welfare. *American Economic Review,* v. 76, p. 1072-1085, 1986.

BENHABIB, J.; SPIEGEL, M. Human capital and technology diffusion. *In*: AGHION, P.; DURLAUF, S. N. (Eds.). *Handbook of Economic Growth.* Elsevier, 2005.

BOYCE, W. E.; DI PRIMA, R. *Equações diferenciais elementares e problemas de valores de contorno.* 5ª ed. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 1994.

CARLBERG, M. A neoclassical model of interregional economic growth. *Regional Science and Urban Economics,* v. 11, p. 191-203, 1981.

DURLAUF, S.; JOHNSON, P. Multiple regimes and cross-country growth behavior. *Journal of Applied Econometrics,* v. 10, p. 365-384, 1995.

EASTERLY, W.; REBELO, S. Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation. *Journal of Monetary Economics,* v. 32, p. 417-458, 1993.

EVANS, P. Using cross-country variances to evaluate growth theories. *Journal of Economic Dynamics and Control,* v. 20, p. 1.027-1.049, 1996.

FERREIRA, A. Convergence in Brazil: recent trends and long-run prospects. *Applied Economics,* 2000.

FERREIRA, A. H.; DINIZ, C. Convergência entre as rendas *per capita* estaduais no Brasil. *Revista de Economia Política,* v. 15, n. 4, p. 38-55, 1995.

FERREIRA, P. C.; ELLERY, R. G. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. *Revista de Econometria,* v. 16, n. 1, p. 83-104, 1996.

FERREIRA, P. C.; ISSLER, J.; PESSOA, S. *Testing Producting Function Used Empirical Growth Studies*, 2002.

GHALI, M.; AKIYAMA, M.; FUJIWARA, J. Models of regional growth. *Regional Science and Urban Economics,* v. 11, p. 175-790, 1981.

GOLLIN, D. *Getting income shares right: self employment, unincorporated enterprise and the Cobb-Douglas hypothesis*. Department of Economics, (Williams College Discussion paper). Forthcoming in Journal of Political Economy, 1998.

GOMES, V.; BUGARIN, M.; ELLERY, R. *Long run implications of the Brazilian capital stock and income estimates*. UnB, Departamento de Economia, 2003 (Série Textos para Discussão).

HALL, R.; JONES, C. *Why do some countries produce so much more output per worker the others?* 1999 (NBER Working Papers, n. 6564).

HANSEN, G. D.; PRESCOTT, E. Recursive methods for computing equilibria of business cycle models. *Frontiers of Business Cycle Research.* Princeton University Press, 1995.

HEWINGS, A.; MAGALHÃES; A.; AZZONI, C. Spatial dependence and regional inequality in Brazil. *Investigaciones Regionales,* v. 6, 2005.

HOWITT, P. Endogenous growth and cross-country income differences. *American Economic Review,* v. 90, p. 829-846, 2000.

HOWITT, P.; MAYER-FOULKES, D. *R&D, implementation and stagnation*: a Schumpeterian theory of convergence clubs. 2002 (NBER Working Paper, n. 9104).

INADA, K. On a two-sector model of economic growth: comments and a generalization. *The Review of Economic Studies*, v. 30, n. 2, p. 119-127, 1963.

JONES, C. Convergence revisited. *Journal of Economic Growth,* v. 2, p. 131-153, 1997.

KENDRICK, J. *The formation and stocks of total capital*. New York: Columbia University for NBER, 1976.

KING, R.; REBELO, S. Public policy and economics growth: developing neoclassical implications. *Journal of Political Economy,* v. 98, p 126-150, 1990.

KLENOW, P. J.; RODRIGUEZ-CLARE, A. The neoclassical revival in growth economics: has it gone too far? *NBER Macroeconomics Annual,* v. 12, p. 73-103, 1997.

LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics,* v. 22, p. 3-42, 1988.

MADDISON, A. *The world economy*: a millennial perspective. Paris: OECD, Development Centre Studies*,* 2001.

_____. Why capital doesn't flow from rich to poor countries? *American Economic Review,* v. 80, n. 2, p. 92-96, 1990.

MANKIW, G.; ROMER, D.; WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics,* v. 107, n. 429, p. 407-438, 1992.

MAYER-FOULKES, D. *Global divergence*. División de Economía, 2002 (Documento de Trabajo del CIDE*,* SDTE 250).

_____. Convergence clubs in cross-country life expectancy dynamics. In: HOEVEN, R. VAN DER; SHORROCKS, A. F. (Eds.). *Perspectives on growth and poverty.*Tokyo: United Nations University Press, 2003. p. 144-171.

MINCER, J. *Schooling, experience and earnings*. New York: Columbia Press, 1974.

MORANDI, L.; REIS, E. *Estoque de capital fixo no Brasil, 1950-2002*. Mimeografado.

MOSSI, M.; AROCA, P.; FERNÁNDEZ, I.; AZZONI, C. Growth dynamics and space in Brazil. *International Regional Science Review*, v. 26, n. 3, p. 393-418, 2003.

PESSOA, S. A. *Um modelo de acumulação de capital físico e humano*: um diálogo com a economia do trabalho. Fundação Getulio Vargas, 1999a (Textos para Discussão).

_____. Economia regional, crescimento econômico e desigualdade regional de renda. *Ensaios Econômicos,* n. 355, 1999b.

QUAH, D. T. Empirical cross-section dynamics in economic growth. *European Economic Review*, v. 37, p. 426-434, 1993.

_____. Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs. *Journal of Economic Growth*, v. 2, p. 27-59, 1997.

RAMSEY, F. A mathematical theory of saving. *Economic Journal,* v. 38, p. 545-559, 1928.

REBELO, S. Long run policy analysis and long-run growth. *Journal of Political Economy,* v. 99, p. 500-521, 1991.

RICHARDSON, H. W. *Regional growth theory*. 1ª ed. Macmillan Press LTD, 1973.

ROMER, D. *Advanced macroeconomics*. New York: McGraw-Hill, 1996.

ROMER, P. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, v. 98, n.5, p. 1002-1037, 1986.

SIEBERT, H. *Regional economic growth: theory and policy*. 1ª ed. International Textbook Company, 1969.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of the economic growth. *Quartely Journal of Economics,* v. 70, p. 65-94, 1956.

STAMFORD DA SILVA, A. *O uso dos recursos energéticos, água e energia solar: implicações econômicas e decisão através de modelos dinâmicos*. 1999. Tese (Doutorado)–Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Pernambuco (Pimes/UFPE), Recife-PE, 1999.

SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. *The Economic Record*, v. 32, p. 334-361, 1956.

EFEITOS DA SAÚDE NA IDADE DE ENTRADA À ESCOLA*

Danielle Carusi Machado**

Com dados da Pesquisa sobre Padrões de Vida do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PPV/IBGE) de 1996/1997, fazemos uma análise da relação entre a saúde (calculada pela medida padronizada de altura e idade) das crianças e dos adolescentes de 7 a 14 anos e o ingresso no sistema educacional fundamental para as regiões Nordeste e Sudeste. Usando o modelo *probit*, estimamos o efeito da saúde de crianças e adolescentes sobre a probabilidade de entrarem com atraso na 1ª série da escola fundamental, considerando os diferentes aspectos que interferem nessa relação, tais como as condições do local de moradia em termos de oferta educacional (tempo de deslocamento para a escola e qualidade dos recursos escolares) e da qualidade de vida, bem como as características familiares (renda familiar *per capita*, nível educacional dos pais e composição familiar). Mostramos que condições desfavoráveis de saúde influenciam negativamente sobre a probabilidade de ingresso na escola na idade correta, sobretudo de crianças mais pobres e que vivem em locais onde as escolas são mais distantes do local de moradia. Por fim, usando o modelo *probit* com instrumentos (altura do pai e da mãe), fazemos um teste de robustez dos resultados considerando a hipótese de endogeneidade da saúde.

1 INTRODUÇÃO

Apesar do aumento da inserção de crianças e adolescentes na escola nos anos 1990 no Brasil, muitos não progrediram no sistema escolar de forma contínua e adequada, ficando atrasados em termos educacionais. Esse atraso educacional, medido normalmente pela defasagem idade-série,[1] é determinado pelos seguintes problemas na trajetória escolar da criança ou do adolescente: a entrada tardia na escola, a repetência e a evasão escolar.

Neste artigo, investigamos uma dimensão específica da escolaridade: o atraso na idade de entrada na escola fundamental.[2] Uma criança que ingressa na escola na idade apropriada inicia sua trajetória de estudante sem defasagem idade-série. Uma política que vise ao combate das desigualdades ao longo do sistema educacional também deve abordar os aspectos que diferenciam as crianças já no início do seu

---

*Este artigo é uma versão revista de uma parte da tese de doutorado de Machado (2005). A autora gostaria de agradecer a Gustavo Gonzaga, Sérgio Firpo, André Portela, Eduardo Rios Neto, André Urani, Cláudio Ferraz e a dois pareceristas anônimos desta revista. Agradece também aos participantes de seminários/*workshops* no Departamento de Economia da PUC-Rio, na Faculdade de Economia de Ribeirão Preto (USP-RP), no Ipea e no Encontro Nacional da Sociedade Brasileira de Econometria. Os erros remanescentes são de sua inteira responsabilidade.

** Professora da Faculdade de Economia da UFF.

1. A criança é considerada atrasada em termos educacionais se não tem o total de anos de estudos completos compatível com a sua idade no início de cada ano letivo. Conforme a legislação educacional vigente no ano de 1996, uma criança que tenha completado sete anos de idade antes do início do ano letivo deveria entrar na 1ª série do ensino fundamental.

2. De acordo com os dados da PPV de 1996/1997, 52% das crianças e adolescentes de 7 a 14 anos do Nordeste e do Sudeste brasileiro que estavam com defasagem idade-série tinham ingressado na escola fundamental com mais de 7 anos de idade.

ciclo escolar. Quanto mais cedo ela ingressar na vida estudantil, maior a sua capacidade de absorção de conhecimentos e maiores os incentivos para o prosseguimento dos estudos. Investimentos específicos na infância, principalmente em saúde e educação, podem ser extremamente úteis para a qualidade da vida futura.[3]

As evidências mostram que uma criança com boa saúde e bem nutrida não tem dificuldades em entrar na escola (Glewwe; Jacoby, 1995; Alderman *et al*. 1997) e desenvolve de forma satisfatória as diversas dimensões de seu desempenho escolar (Jamison, 1986; Moock; Leslie, 1986), vindo a contribuir para o aumento da produtividade depois da vida de estudante, principalmente no mercado de trabalho.[4] Ademais, segundo Behrman e Lavy (1994), para níveis extremamente desfavoráveis da saúde infantil, pequenas variações no sentido de melhorá-la favorecem de forma expressiva o acúmulo de aprendizado por parte da criança. Se a escola é um local onde o menor tem acesso a informações nutricionais e de higiene, à assistência médica e esportiva, o resultado na saúde pode ser positivo. A informação nutricional e a escolaridade formal tendem a constituir insumos para uma vida mais saudável (Webb; Block, 2004; Glewwe, 1999). Dessa forma, a freqüência à escola poderia, por si só, contribuir para uma melhora nos indicadores de saúde. Quanto mais tempo um indivíduo permanecer na escola, melhor será o seu estado de saúde (Berger; Leigh, 1989).

Há uma parte da literatura que investiga as interligações existentes entre indivíduos mais escolarizados e mais saudáveis. Os efeitos da educação podem ser diretos, via melhor eficiência na produção e na alocação de recursos para a saúde (Grossman, 1972)[5] ou, simplesmente porque indivíduos mais escolarizados também são mais sadios, devido a fatores genéticos ou porque têm preferências em investir mais no seu capital humano (Berger; Leigh, 1989; Ahlburg, 1998).

Na literatura brasileira, saúde e educação são quase sempre analisadas como tópicos distintos, segundo Gomes-Neto *et al*. (1997). A maioria das pesquisas na área de saúde investiga as crianças em idade pré-escolar (Alves; Belluzzo, 2004; Kassouf, 1994) ou os adultos que não são mais estudantes. Poucos artigos na área de educação examinam o impacto da saúde da criança no seu desempenho como estudante.

---

3. De acordo com Heckman (2005), os retornos do investimento nas crianças no início do ciclo de vida são bem mais elevados do que em períodos posteriores. As habilidades das crianças são moldadas principalmente nessa fase inicial, e são importantes preditoras do sucesso econômico das crianças quando adultas.

4. Thomas e Strauss (1998) apontam a existência de estudos comprovando a relação positiva entre saúde e renda. De acordo com esses autores, existe uma forte associação entre altura e salários no Brasil. Usando os dados do Estudo Nacional da Despesa Familiar (Endef/IBGE) de 1974-1975 encontram que o aumento de 1% da altura está associado a uma elevação de quase 8% do salário dos homens.

5. Segundo esse autor, a saúde é um estoque de capital que produz o tempo de sobrevivência saudável de um indivíduo. As pessoas herdam esse estoque de capital inicial de saúde que é depreciado ao longo do tempo ou aumentado com alguns investimentos, como cuidado médico etc. A taxa de depreciação desse estoque de capital aumenta no decorrer do ciclo de vida, sendo reduzida com o aumento da escolaridade se pessoas mais educadas são mais eficientes na produção de saúde.

No Brasil, o ingresso na escola na idade correta, principalmente em regiões rurais e no Nordeste, onde o estado nutricional das crianças é mais precário, pode ser influenciado de alguma forma pelas condições de saúde no início da infância. Neste artigo, pesquisamos a relação existente entre o atraso na idade de entrada na escola fundamental e a saúde (medida pelo *z-score* altura-idade) das crianças e dos adolescentes moradores das regiões Nordeste e Sudeste do Brasil, considerando aspectos que influenciam essa relação, tais como: as características da família na qual a criança está inserida (número de irmãos e irmãs, renda familiar *per capita,* nível educacional dos pais) e as condições de moradia, principalmente em termos de oferta educacional (tempo médio de deslocamento para a escola e qualidade dos recursos escolares).

Usamos a Pesquisa sobre Padrões de Vida do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PPV/IBGE) feita no biênio 1996/1997 para uma amostra de domicílios dessas duas regiões (Nordeste e Sudeste). Através dessa pesquisa, podemos obter todas as informações sobre educação, família, características do domicílio e dados antropométricos de todos os residentes.

Organizamos o artigo da seguinte forma: na seção 2, fazemos uma breve resenha sobre os principais artigos produzidos na área, descrevendo particularmente as relações entre saúde e educação; na seção 3, estabelecemos algumas evidências empíricas sobre as características de saúde e educação das crianças e dos adolescentes; na seção 4, apresentamos a estratégia econométrica; na seção 5, os resultados; e na seção 6, uma análise de robustez dos resultados encontrados. Na seção 7, traçamos as considerações finais.

2 RESENHA DA LITERATURA

Existe uma variedade de artigos mostrando as inter-relações entre a demanda educacional, o trabalho infantil e a pobreza nos países em desenvolvimento, especificamente no Brasil. Os resultados mostram sistematicamente que o acúmulo de capital humano é prejudicado pela incidência do trabalho infantil e pela escassez de recursos familiares (Psacharopoulos; Arraigada, 1989; Emerson; Souza, 2002, 2004; Barros; Mendonça; Velazco, 1996; Couralet, 2002).

Na literatura sobre demanda educacional, que não enfatiza a relação com aspectos ligados às condições de saúde, são abordados os determinantes da quantidade e da qualidade da educação: *a*) se o público em idade escolar está ou não matriculado na escola; *b*) a quantidade média de anos de estudo atingidos pela população e a distribuição da população em termos de nível educacional;[6] *c*) os fatores que explicam a evasão escolar ou a progressão ao longo do sistema educacional; e

6. Nesse caso, enfatiza-se que a média de escolaridade de uma população não descreve plenamente as suas características educacionais se há uma grande desigualdade na distribuição educacional, ou seja, uma pequena parte da população atinge elevados níveis educacionais enquanto uma parcela mais expressiva possui pouca escolaridade.

d) a proficiência no aprendizado, mensurada pelo Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (Saeb) por meio de exames padronizados (Albernaz; Ferreira; Franco, 2002, é um exemplo).

Na literatura internacional, no caso específico da idade de entrada na escola e do prosseguimento dos estudos, alguns autores chamam a atenção para a existência de restrições de liquidez associadas às condições de pobreza da família, como em Jacoby (1994), ou para a falta de recursos escolares (escolas distantes, dificuldades em encontrar vagas etc.). Uma vertente discute se o atraso no ingresso à escola está associado aos *trade-offs* existentes entre o trabalho infantil e o investimento em capital humano (um exemplo é De Vreyer; Lambert; Magnac, 1999; e, para o caso brasileiro, Kassouf, 2001).

Outra linha examina se o desenvolvimento da capacidade física, ou melhor, o estado de saúde da criança, sendo precário, prejudica o começo da trajetória de estudante. Alderman *et al.* (1997) e Glewwe e Jacoby (1995) analisam as relações entre ingresso na escola e saúde para Paquistão e Gana, respectivamente.

Alderman *et al*. (1997) estimam o impacto da saúde na freqüência escolar das crianças com sete anos de idade na área rural do Paquistão, usando uma base de dados longitudinal com 800 domicílios. Esses autores utilizam duas variáveis para mensurar o estado de saúde das crianças: um indicador de altura corrigido pela idade e padronizado pelo método *z-score*[7] e a prevalência de diarréias entre as crianças nas últimas três semanas antes da realização da pesquisa.

Usando um método de estimação que considera a saúde não como uma variável predeterminada, e adotando como instrumento choques de preços de medicamentos no período pré-escolar, estimam a situação de saúde das crianças antes da entrada no sistema escolar. Como possuem dados longitudinais, podem calcular o efeito da saúde no momento em que os pais das crianças decidem se elas devem entrar ou não na escola (no caso, quando têm sete anos de idade). Segundo os autores, uma política cujo objetivo é melhorar a saúde das crianças tem um impacto forte e positivo na freqüência escolar, principalmente de meninas.

Glewwe e Jacoby (1995), usando dados da PPV de Gana, estimam o impacto do estado de saúde (medido pela altura padronizada pela idade) das crianças e dos adolescentes de 6 a 15 anos de idade no ingresso tardio na escola primária. Segundo eles, o atraso das crianças e dos adolescentes no ingresso à escola pode ser explicado por deficiências na nutrição no início da infância. Esse resultado reflete o fato de que crianças e adolescentes com uma alimentação menos adequada possuem maiores problemas de saúde quando adultas. Considerando que a renda futura das crianças depende do grau de instrução e da saúde, argumentos do seu

7. Ver explicação desse método na próxima seção.

capital humano, os retornos à escolaridade no mercado de trabalho de crianças menos sadias são inferiores aos de crianças mais saudáveis. Como a decisão dos pais em inserir os filhos na escola baseia-se no cálculo dos custos e benefícios ao longo da vida, para uma criança com melhor estado de saúde, os retornos esperados do investimento em capital humano no futuro são maiores.

Outros dois autores, Behrman e Lavy (1994), estão particularmente interessados na estimação do efeito da saúde na função de produção da proficiência da criança. Descrevem diferentes fatores não observados da família, do local de moradia e das crianças que podem afetar a proficiência e a saúde de forma simultânea. Por exemplo, pais que inserem cedo seus filhos na escola também se preocupam mais com a sua saúde. Nesse caso, o fato de a saúde afetar o atraso no ingresso refletiria a correlação existente entre esses fatores não observados que afetam as decisões dos pais tanto com relação à saúde quanto à escolaridade.

No Brasil, a pesquisa empírica na área de economia da saúde, segundo Andrade e Lisboa (2001), se encontra em estágio inicial. No tocante à educação, a principal abordagem é o impacto da escolaridade sobre a saúde individual de crianças (Alves; Belluzzo, 2004; Kassouf, 1994; Thomas; Strauss; Henriques, 1991).

Alves e Belluzzo (2004) e Kassouf (1994) estimam a equação reduzida da demanda por saúde usando diferentes medidas antropométricas (razão entre peso e altura, entre peso e idade e entre altura e idade) como *proxy* da saúde dos indivíduos.

Kassouf (1994) investiga os fatores que afetam o estado de saúde de crianças recém-nascidas e na pré-escola, enfatizando a influência da crescente participação das mães no mercado de trabalho. Utiliza a estatística altura padronizada pela idade como reflexo do estado de saúde da criança e estima, usando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o impacto de algumas características familiares sobre esse indicador. Encontra que o nível de escolaridade dos pais afeta positivamente a saúde da criança e, ao contrário do esperado, que um maior salário dos pais tem efeito negativo. Para a autora, esse resultado pode ser explicado pelo custo de oportunidade de dedicação aos filhos. Ou seja, à medida que aumenta o salário, o custo relativo dos bens que requerem uso mais intensivo do tempo (como cuidar das crianças) se eleva, resultando na substituição por bens menos intensivos em tempo.

Alves e Belluzzo (2004) estimam a equação de demanda por saúde para as crianças entre 0 e 12 anos de idade através do método MQO. Alternam o uso dos três indicadores antropométricos, já citados, como variáveis dependentes. Seus resultados mostram que: *a*) crianças que vivem em domicílios com melhor infraestrutura têm condições mais satisfatórias de saúde; *b*) a pobreza familiar influencia negativamente os indicadores peso e altura da criança; *c*) os indicadores nutricionais dos pais explicam de forma significativa as variações nos resultados de saúde das

crianças; e *d*) a escolaridade materna tem um forte efeito positivo sobre a saúde das crianças – o que é mostrado também em Kassouf (1994).

Este último resultado também é encontrado por Thomas, Strauss e Henriques (1991): o grau de instrução adquirido pelas mães – de áreas urbanas e rurais do Nordeste do Brasil – afeta significativamente o estado de saúde das crianças, particularmente a sua altura. Os mecanismos enfatizados por esses últimos autores, pelos quais a educação das mães afeta a saúde das crianças, são: o acesso à informação e as complementaridades existentes com a infra-estrutura da comunidade onde a família vive. A relação entre escolaridade e saúde investigada por eles se associa principalmente ao fato de a instrução dos pais ser um insumo importante para a produção de saúde das crianças.

No Brasil, apenas Gomes-Neto *et al.* (1997) investigam as complementaridades entre saúde e o nível de escolaridade atingido e a proficiência cognitiva de crianças. Usando um banco de dados longitudinais dos estudantes do ensino primário dos estados de Piauí, Ceará e Pernambuco, chegam aos seguintes resultados: *a*) crianças com problemas de visão têm maior probabilidade de se evadir da escola; e *b*) variações no *status* nutricional têm um papel importante em explicar as diferenças de proficiência cognitiva entre as crianças, mas não o grau de escolaridade final. O principal problema, conforme ressaltado pelos autores nas conclusões do artigo, é que os resultados encontrados não podem ser generalizados, pois são gerados a partir de uma pequena amostra de estudantes provenientes de áreas particularmente pobres.

Nosso interesse é investigar a relação existente entre a saúde da criança e do adolescente e o seu ingresso na escola, complementando uma parte da literatura brasileira que enfatiza principalmente estudos sobre a demanda educacional e outra parte, que aborda as características das condições de saúde do público infanto-juvenil. Como acreditamos que existem várias interações entre investimento na saúde e na educação, particularmente no caso das crianças e dos adolescentes que ainda estão em idade escolar, neste artigo nos propomos a estudar o efeito da saúde sob um aspecto que determina o atraso educacional das crianças/adolescentes, que é o ingresso na escola em idade considerada legalmente inadequada.[8] Se uma criança ou um adolescente não atingiu a capacidade física adequada para aproveitar o seu período de permanência na escola, o seu ingresso no sistema educacional poderia envolver maiores custos para os pais do que se ela tivesse uma melhor constituição física. Esses custos poderiam ser tanto monetários quanto de oportunidades. Por exemplo, um pai que pudesse dedicar uma parte do seu tempo de trabalho para levar o filho à escola ou que tivesse de pagar a um acompanhante. Além disso, se a

8. De acordo com a base de dados utilizada, com referência em 1996, a idade legalmente correta para ingressar na 1ª série do ensino fundamental era sete anos.

criança ou o adolescente tivesse muitas faltas decorrentes de problemas de saúde, o seu desempenho na escola poderia ser comprometido, reduzindo o retorno do ensino.

As evidências indicam que a capacidade física de uma criança é importante para o acúmulo de capital humano, ou seja, como diversos autores na literatura de saúde enfatizam, mais saúde implica uma melhor performance escolar (Jamison, 1986; Moock; Leslie, 1986) e, possivelmente, menores custos ao longo da vida escolar. Nesse caso, não é apenas o retorno esperado da escolaridade que afeta a decisão dos pais em inserir os filhos mais cedo ou mais tarde na escola, são também os custos envolvidos nessa decisão. Pais que se defrontam com maiores restrições de liquidez podem ter os problemas para inserir seus filhos na escola ampliados se estes têm piores condições de saúde.

3 ANÁLISE DESCRITIVA

3.1 A base de dados utilizada

Utilizamos a PPV realizada no biênio 1996/1997 pelo IBGE em parceria com o Banco Mundial. O seu desenho amostral[9] segue o procedimento usual das demais pesquisas domiciliares feitas pelo IBGE.

Essa pesquisa foi feita apenas nas regiões Nordeste e Sudeste, considerando dez estratos geográficos: as regiões metropolitanas (RMs) de Fortaleza, Recife e Salvador, o restante da área urbana e rural do Nordeste, as RMs de Belo Horizonte, Rio de Janeiro e São Paulo, e o restante da área urbana e rural do Sudeste. A amostra total dessa pesquisa é composta de 19.409 pessoas em 4.940 domicílios. Restringimos nosso universo[10] analisando 3.087 pessoas de 7 a 14 anos de idade.[11]

A vantagem da utilização dessa base de dados está na disponibilidade de informações sobre a educação e a família bem como dos dados antropométricos de todos os residentes de um domicílio. Podem ser construídos indicadores sobre as condições de vida e de renda dos pais, dentre outros, capazes de também influenciar a escolaridade e a saúde das crianças e dos adolescentes.

As variáveis escolhidas para a análise seguem a literatura empírica na área de educação e saúde. Vários autores utilizam em suas estimações variáveis relacionadas às características da própria pessoa, tais como idade, sexo e cor/raça. Por exemplo,

9. Foi feito em dois estágios de seleção, com estratificação das unidades primárias e seleção proporcional a uma medida de tamanho. A seleção das unidades de segundo estágio foi realizada de forma aleatória. A unidade primária é o setor da base geográfica do Censo Demográfico de 1991 e a unidade de segundo estágio é o domicílio.

10. É importante destacar que no processo de estimação perdemos algumas observações de crianças que não tinham os valores de peso ou altura registrados. Ver, na tabela do anexo, a distribuição geográfica dos dados da amostra.

11. A idade foi padronizada para o dia 1º de março.

Psacharopoulos e Arraigada (1989) e Emerson e Souza (2000, 2004) utilizam a idade e o sexo da criança, bem como outras características relacionadas às condições de vida das famílias, como nível educacional e ocupação dos pais, composição das famílias e renda familiar *per capita* (ver Barros; Mendonça; Velazco, 1996; Thomas; Strauss; Henriques, 1991; Jacoby, 1994; Glewwe, 1999; Couralet, 2002, que também utiliza o nível educacional dos avós).

Fatores que afetam as condições de moradia, tais como a região, a presença de esgoto e de água filtrada, também são normalmente incluídos na análise (Psacharopoulos; Arraigada, 1989; Alderman *et al.* 1997; Alves; Belluzzo, 2004; Behrman; Lavy, 1994, entre outros). Outros aspectos relacionados ao local de habitação referem-se à oferta de escolas ou características que servem de *proxy* para a qualidade destas, tais como a distância entre a casa e a escola (De Vreyer; Lambert; Magnac, 1999; Glewwe; Jacoby, 1993), a presença de recursos escolares como biblioteca, livros, carteiras individuais e a experiência do corpo docente (Glewwe; Jacoby, 1993).

Os indicadores e variáveis usados para descrever as características das crianças e de suas condições de vida seguem o que normalmente se encontra na literatura empírica e em conformidade com a base de dados utilizada.

As variáveis são as seguintes:

Características individuais da criança

a) variável binária para sexo, com valor 1 para meninos;

b) variável categórica igual a 1 quando a criança se autodeclara de cor/raça[12] preta e 0 para todas as demais opções (branca, mulata, amarela ou indígena);

c) idade da criança normalizada para o dia 1º de março de 1996.

Características da família

a) logaritmo da renda total familiar *per capita* (*log* da renda familiar *per capita*), a partir da informação de todas as fontes de renda de todos os indivíduos da família;

b) indicador de escolaridade do pai e da mãe: valor 0 quando não são escolarizados, 1 quando não completaram o ensino primário, 2 quando completaram a 4ª série, 3 quando têm entre cinco e sete anos de estudos, ou seja, não finalizaram a 8ª série, 4 quando terminaram o primeiro grau e 5 quando fizeram pelo menos alguma série do segundo grau;

c) número de irmãos ou irmãs mais velhos e mais novos;

12. A pergunta do questionário da PPV utiliza os dois termos: cor ou raça.

d) logaritmo da altura do pai e da mãe (em metros).[13]

Características do domicílio de moradia

a) variável indicando que o domicílio situa-se na área rural ou urbana;

b) variável indicando a região de localização do domicílio: Nordeste ou Sudeste;

c) proporção de crianças e adolescentes entre 7 e 14 anos no estrato geográfico do domicílio com pelo menos uma carteira individual de estudo no estabelecimento de ensino: a partir da pergunta: "Dispõe de carteira individual no estabelecimento de ensino que freqüenta? Sim; Não". Para a análise econométrica, construímos uma variável categórica igual a 1 para todos os estratos geográficos onde essa porcentagem era superior a 90%;

d) tempo médio de viagem (em minutos) da casa para a escola a partir da pergunta: "Quanto tempo gasta para ir ao estabelecimento de ensino?" Para as que não freqüentavam a escola inserimos o tempo médio das que moravam no mesmo estrato geográfico e iam à escola;

e) indicador médio de bens escolares: a partir da soma dos códigos da pergunta: "O estabelecimento de ensino possui para uso do aluno: livro para consulta (1 ponto), texto para consulta (2 pontos), vídeo (4 pontos), televisão (8 pontos), microcomputador (16 pontos), laboratório (32 pontos), outros equipamentos (64 pontos), nenhum deles (0 ponto)?" Quanto maior o indicador, mais a escola é provida de bens que atendem ao aluno. Para as crianças e os adolescentes que não freqüentavam a escola, fizemos procedimento similar ao item anterior.

Na tabela 1 pode-se ver que 24,6% das crianças e dos adolescentes de 7 a 14 anos de idade da nossa amostra não entraram na 1ª série do ensino fundamental na idade considerada legalmente correta no ano de 1996 (7 anos de idade). A idade média das crianças/adolescentes da nossa amostra é de 10,6 anos. Nessa amostra, 52% são meninos e 4,5% são de cor preta. [14]

Com relação às características familiares, observamos que a renda familiar *per capita* no mês de referência da pesquisa foi de R$ 233,85, sendo mais alta, conforme esperado, no Sudeste e menor no Nordeste – R$ 308,08 e R$ 143,69, respectivamente. Em média, as crianças têm uma irmã ou irmão mais velho e uma irmã ou irmão mais novo.

---

13. Quando não existia a informação para um deles, imputávamos diretamente a altura que era informada, seja do pai ou da mãe.

14. Descreveremos detalhadamente as variáveis relativas às condições de saúde, *z-score* da razão altura-idade e índice de massa corporal (IMC), na subseção 3.3.

TABELA 1
Estatísticas descritivas dos principais indicadores da amostra: crianças e adolescentes de 7 a 14 anos

Variáveis	Média	dp	Mínimo	Máximo
Criança não entrou na escola com 7 anos de idade	0,246	0,431	0	1
Ser menino	0,522	0,500	0	1
Idade	10,587	2,269	7	14
Ter cor negra	0,045	0,206	0	1
z-score da razão entre altura e idade	–0,418	1,487	–7,980	5,370
Índice de massa corporal	17,899	3,445	9,131	43,042
Renda familiar *per capita*	233,85	523,10	0,00	13.164
Log da renda familiar *per capita*	4,320	1,757	0,000	9,485
Total de irmãos/irmãs mais novos	1,221	1,302	0	8
Total de irmãos/irmãs mais velhos	1,244	1,289	0	9
Indicador médio de educação do pai	2,148	1,841	0	5
Indicador médio de educação da mãe	2,261	1,768	0	5
Log da altura do pai (em metros)	0,502	0,057	0,141	0,683
Log da altura da mãe (em metros)	0,455	0,047	0,053	0,602
Domicílio localizado no Nordeste	0,452	0,498	0	1
Domicílio localizado na área rural	0,263	0,441	0	1
Domicílio tem água filtrada	0,572	0,495	0	1
Domicílio tem esgoto sanitário	0,464	0,499	0	1
Variável indicando que mais de 90% das crianças no estrato geográfico têm carteira individual	0,810	0,392	0	1
Tempo médio de ida para a escola	14,611	18,504	1	362
Indicador de bens escolares	18,715	29,062	0	127

Fonte: PPV/IBGE de 1996/1997.
Obs.: A amostra total é formada por 3.087 crianças.
dp = desvio-padrão.

O nível educacional dos pais é baixo, como pode ser visto na tabela 1, o indicador médio é de 2,15 para os pais e 2,26 para as mães. Esse indicador varia de 0 a 5; quanto mais alto o indicador maior o nível de escolaridade atingido. Em termos de distribuição pelos níveis de escolaridade, 60% das crianças e dos adolescentes da nossa amostra têm pais que somente completaram o ensino primário (quatro anos de estudos).

No tocante às características dos domicílios, verificamos que 45,2% das crianças e dos adolescentes da nossa amostra moram no Nordeste, 26,3% deles na área rural. Cerca de 57% e 46% moram em domicílios com água filtrada e com esgoto sanitário, respectivamente.

Em termos das características da oferta educacional, 81% das crianças e adolescentes moram em áreas geográficas onde 90% das escolas possuem carteira individual. O tempo médio de ida à escola para as pessoas da nossa amostra foi de 15 minutos.[15]

15. Destacamos que, para as crianças e adolescentes que não freqüentavam a escola, foi imputado o valor médio do tempo de deslocamento daquelas que moravam na mesma área geográfica e que freqüentavam escola.

3.2 O indicador de educação

Para analisar a educação das crianças e dos adolescentes construímos o indicador de defasagem no ingresso, ou seja, a diferença entre a idade que a criança tinha quando iniciou o ensino fundamental[16] e a idade legalmente correta (sete anos de idade no início do ano letivo).[17] Para os que nunca iniciaram o ensino fundamental, a defasagem no ingresso será igual à diferença entre a sua idade e os sete anos, ou seja, essas crianças e esses adolescentes deveriam estar freqüentando a escola.

Na tabela 2, apresentamos a proporção de crianças e adolescentes na amostra por ano de atraso no ingresso à escola. Cerca de 75,4% deles entram na idade correta ou antes dos sete anos de idade no sistema educacional, enquanto 11,5% têm pelo menos um ano de atraso, 5,1% têm dois anos de atraso e 8,1% têm três anos ou mais de atraso no ingresso à escola.

TABELA 2
Proporção de crianças e adolescentes de 7 a 14 anos por anos de atraso no ingresso à escola
(Em %)

Sem atraso	75,4
Atraso de 1 ano	11,5
Atraso de 2 anos	5,1
Atraso de pelo menos 3 anos	8,1

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PPV/IBGE de1996/1997.

3.3 O indicador de saúde

Existe uma ampla discussão sobre quais medidas são mais adequadas para descrever a condição de saúde de uma pessoa. Segundo Thomas e Strauss (1998), "enquanto há um quase consenso na literatura de capital humano de que o número de anos de estudo completos é um bom indicador para o nível de escolaridade atingido, não ocorre o mesmo quando o foco é a saúde, principalmente devido ao seu caráter multidimensional".

Existem medidas que refletem aspectos correntes do estado de saúde, como o IMC,[18] e outras que caracterizam as percepções individuais acerca dessas condições, como a avaliação subjetiva.

16. Na PPV/IBGE, existe um bloco de questões sobre o histórico escolar dos indivíduos no qual consta uma pergunta sobre a idade exata em que iniciaram a 1ª série do ensino fundamental.

17. A legislação brasileira em 1996 obrigava os pais a colocarem os filhos de 7 a 14 anos na escola fundamental. Uma criança que seguisse o fluxo educacional tradicional, quando completasse 15 anos de idade, teria finalizado os oito anos de estudo do ensino fundamental. A idade da criança declarada na PPV foi normalizada para o dia 1º de março.

18. Outro índice bastante utilizado para mensurar efeitos de curto prazo da nutrição é a razão peso por altura (P/A).

De acordo com Idler e Benyamini (1997), Van Doorslaer e Gerdtham (2003) e Deaton (2003), a avaliação subjetiva da saúde pode constituir um bom preditor para a mortalidade. No caso das crianças, especificamente, pode ser uma aproximação razoável da situação corrente de sua saúde, de como ela está se sentindo. Essa medida é extremamente simples, contudo, deve, segundo Thomas e Strauss (1998), ser usada com cautela, pois reflete principalmente percepções da saúde relacionadas aos valores, à informação e ao *status* socioeconômico, gerando erros de medida sistemáticos.

O IMC é calculado pela fórmula: peso (em quilogramas) dividido pelo quadrado da altura (em metros). O IMC, apesar de também ser influenciado por aspectos de longo prazo da dieta nutricional da criança, é o indicador antropométrico que mais reflete as condições de saúde de curto prazo. Para valores baixos, as crianças são classificadas como magras, fracas e com desnutrição aguda. Isso pode ser resultado de nutrição inadequada ou de ocorrência de doenças no período que antecedeu à pesquisa (ver IBGE, 1997; OMS, 2005). Crianças que têm elevada massa corporal em relação à sua altura estão sujeitas à obesidade. De acordo com Abrantes, Lamounier e Colosimo (2003), "o uso desse índice na avaliação nutricional de adultos é praticamente consensual. Os limites inferior e superior do índice de massa corporal (IMC) de adultos[19] que delimitam os padrões normais de nutrição são construídos com base em critérios que correlacionam uma maior mortalidade às pessoas que estão fora deste intervalo".

Para crianças e adolescentes, seu uso para monitoramento ambulatorial da obesidade não é apropriado (ver Anjos; Veiga; Castro, 1998), pois faltam elementos capazes de comprovar que o aumento do IMC nessa fase de crescimento resultaria em maior risco de mortalidade. Não há um consenso na literatura sobre o limite a ser considerado como padrão. Dependerá do sexo, da idade, da cultura do país – hábitos alimentares, sedentarismo etc.

Outro indicador bastante utilizado é a razão entre a altura e a idade que mede o crescimento linear de uma pessoa e reflete alterações cumulativas de longo prazo na sua situação nutricional e, conseqüentemente, na sua saúde e capacidade física. De acordo com Glewwe e Jacoby (1995), esse índice, apesar de ser determinado em parte por fatores genéticos, é largamente usado para delimitar quadros de má nutrição crônica e raquitismo. [20] Outros autores como Behrman e Lavy (1994) e Alderman *et al*. (1997*)* também o utilizam e sempre enfatizam sua natureza de longo prazo. Jamison (1986) mostra que a razão altura-idade tem uma forte correlação com o progresso educacional da criança.

---

19. Os limites usados normalmente ficam entre 18 e 30.

20. Segundo Pessanha (2002) "A insuficiência alimentar implica não somente a carência de macronutrientes – energia, proteína, carboidratos, gordura etc. – como também de micronutrientes – vitaminas e minerais – indispensáveis às funções vitais do organismo humano. A subnutrição pode se manifestar de forma parcial e persistente no tempo, levando à desnutrição, ou na forma aguda de absoluta escassez de alimentos, gerando a inanição."

O ideal seria que tivéssemos esse indicador no exato momento em que as crianças atingissem os sete anos de idade ou, melhor, no início do ano letivo em que são obrigadas a entrar na escola fundamental. Entretanto, a PPV/IBGE não é uma pesquisa longitudinal, todas as suas informações referem-se a um ponto no tempo.[21] Aproveitando o caráter de longo prazo da razão entre altura e idade, os autores citados a utilizam como reflexo das condições nutricionais e da capacidade física da criança no início da infância. Seguimos essa tendência e consideramos que essa medida constitui uma boa *proxy* para a capacidade física das crianças e dos adolescentes quando tinham sete anos de idade.

Crianças e adolescentes, cuja razão entre altura e idade está dois desvios-padrão abaixo da mediana da população de referência, são considerados de pequena estatura para sua idade, de baixo peso constitucional e com desnutrição crônica,[22] possuindo o denominado "nanismo nutricional". Os que estão três desvios-padrão abaixo da mediana estão em situação mais grave e são classificados como hipodesenvolvidos, padecendo possivelmente de diversas doenças crônicas e tendo uma dieta alimentar inadequada há muito tempo, segundo o IBGE (1997).

Com base nas recomendações da Associação Mundial de Economia da Saúde (World Health Economic Association) e da Organização Mundial da Saúde (OMS, 2005), normalizamos essa razão usando o método *z-score*, seguindo a literatura na área de economia da saúde. Calculamos o desvio da razão entre altura e idade (A/I) da criança *i* em relação à mediana da razão entre a altura e a idade de uma população saudável de crianças americanas da mesma idade e do mesmo sexo,[23] conforme a equação (1):[24]

$$z\text{-}score\ A/I_i = \frac{vo_i - mediana}{dp} \qquad (1)$$

onde:

vo_i é o valor observado da razão entre altura e idade da criança *i* da amostra;

21. Peso e altura são investigados na primeira ou na segunda entrevista ao domicílio. As medições são feitas com base em uma escala preestabelecida, segundo o IBGE (1997).

22. Segundo a OMS (2005), a má nutrição de uma criança geralmente é acompanhada de uma série de doenças, causadas pela falta de diferentes tipos de nutrientes, como, por exemplo, proteínas, vitamina A e ferro. Existe um desequilíbrio entre a oferta de proteínas e energia e a demanda do corpo da criança por esses fatores para seu apropriado funcionamento e crescimento.

23. A população internacional de referência foi definida pelo Centro Nacional de Estatísticas de Saúde dos Estados Unidos – National Center for Health Statistics (NCHS) – e pelo Centro de Controle de Doenças da Organização Mundial de Saúde – Center for Disease Control (CDC/WHO). Segundo o IBGE (1997), "o uso dessa população de referência baseia-se no fato de que crianças bem nutridas de qualquer grupo populacional seguem um padrão de crescimento muito similar. Essa população de referência serve como base de comparação, facilitando as análises das diferenças antropométricas nos subgrupos de uma população e das mudanças nutricionais ao longo do tempo".

24. Para realizar esses cálculos, seguimos as etapas sugeridas em OMS (2005). Usamos o *software* Epi-Info, distribuído gratuitamente na página da internet da OMS. Esse programa contém um módulo específico (NutStat) com informações sobre a população de referência: razão altura por idade, IMC por idade, razão peso por idade, razão peso por altura, dentre outros índices antropométricos.

mediana é o valor mediano da razão entre altura e idade da população de referência; e

dp é o desvio-padrão dessa razão para a população de referência.

3.4 Análise descritiva

Nesta subseção, traçamos o perfil das crianças e dos adolescentes da amostra da PPV/IBGE em termos do indicador padronizado da altura e suas correlações com a escolaridade, particularmente no que tange à idade de entrada na escola.

Como pode ser visto na tabela 3, aproximadamente 8% do total de pessoas da amostra entre 7 e 14 anos podiam ser classificados como tendo desnutrição crônica, conforme definições já apresentadas na subseção anterior. Esse fenômeno era mais grave na região Nordeste (11,4%) e na área rural (13,8%). O hipodesenvolvimento atingia cerca de 4% das pessoas nessa faixa etária.

TABELA 3
Proporção de crianças e adolescentes de 7 a 14 anos com desnutrição crônica e hipodesenvolvidas, segundo a razão altura-idade

	Total	Nordeste	Sudeste	Rural	Urbano
% abaixo de –2dp e acima de –3dp	8,1	11,4	5,4	13,8	6,1
% abaixo de –3dp	3,7	3,0	4,3	4,1	3,6

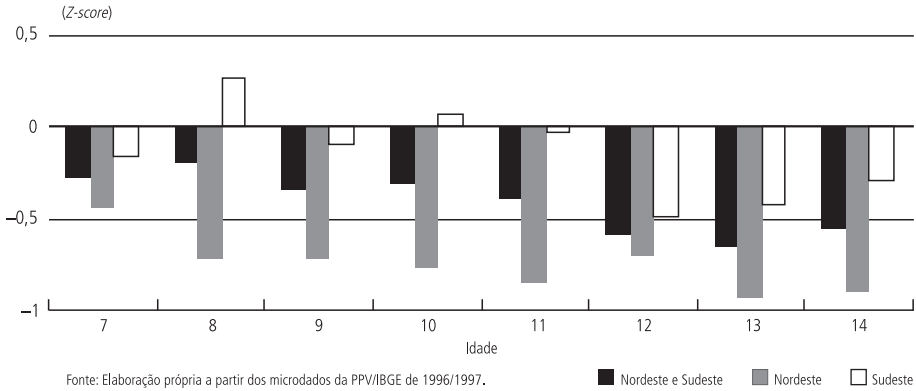
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PPV/IBGE de 1996/1997.
dp = desvio-padrão.

Os gráficos 1 e 2 mostram que as crianças/adolescentes de 7 a 14 anos pesquisadas pela PPV/IBGE têm estatura inferior às da mesma idade e sexo consideradas saudáveis, segundo os padrões da OMS (2005). Os *z-score*s da altura são sempre negativos, com exceção das crianças de 8 anos de idade moradoras do Sudeste e das áreas urbanas.

As diferenças são mais acentuadas entre os adolescentes de 12 a 14 anos das regiões mais ricas (Sudeste e zonas urbanas) com relação à população de referência. Apenas nessas três faixas etárias as diferenças são mais expressivas. Esse resultado é esperado, tendo em vista que à medida que as crianças crescem, as diferenças físicas entre as populações de dois países tornam-se mais expressivas. No caso do Brasil, a população de referência (a americana) tem, em média, uma altura maior que a da nossa população.

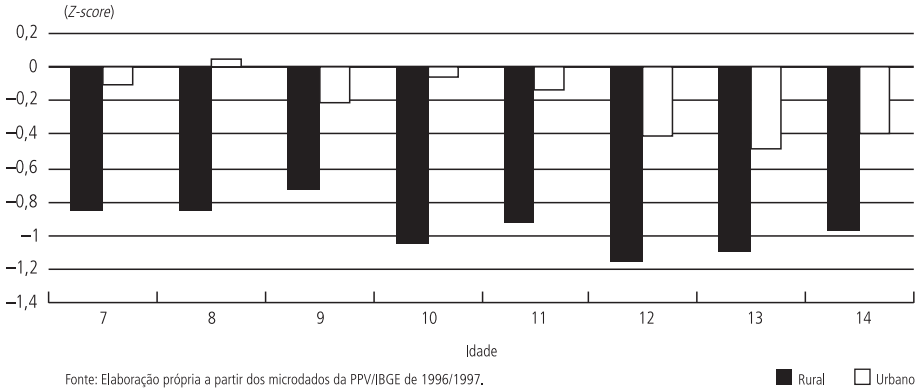
A média padronizada do *z-score* da altura varia de forma significativa entre as regiões mais pobres e as mais ricas. Os *z-scores* são mais negativos nas áreas rurais e no Nordeste para todas as faixas etárias.

GRÁFICO 1
***Z-score* da altura por idade no Nordeste e no Sudeste do Brasil**



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PPV/IBGE de 1996/1997.

GRÁFICO 2
***Z-score* da altura por idade nas áreas rurais e urbanas do Brasil**



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PPV/IBGE de 1996/1997.

Como pode ser visto na tabela 4, as crianças que entraram mais tarde na escola têm em média o *z-score* da altura mais negativo do que as que ingressaram na vida de estudante na idade correta. Apesar de ser uma média e de não controlar para outras possíveis variáveis que influenciam as condições nutricionais da criança, esse resultado sugere que existe uma correlação entre esse indicador antropométrico e o ingresso tardio na escola das crianças e dos adolescentes entre 7 e 14 anos.

TABELA 4
Média do *z-score* da altura padronizada pela idade e pelo sexo segundo o atraso na entrada à escola

	Média	dp
Crianças/adolescentes que entraram atrasadas na escola	–0,89	1,28
Crianças/adolescentes que não entraram atrasadas na escola	–0,21	1,37

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PPV/IBGE de 1996/1997.

dp = desvio-padrão.

A análise descritiva dos dados somente aponta algumas correlações existentes entre a variável *z-score* da altura das crianças/adolescentes e sua situação educacional em termos de idade de ingresso na escola. Como outros aspectos familiares e do local de moradia também afetam as condições de vida dos menores e, conseqüentemente, seu nível de bem-estar, investigamos a existência do efeito direto do *z-score* da altura da criança na probabilidade de sua entrada na escola com mais de sete anos. Na próxima seção explicamos nossos procedimentos para analisar essa questão.

4 ESTRATÉGIA ECONOMÉTRICA

A medida adotada como aproximação da capacidade física da criança quando ela atinge a idade mínima para o ingresso na escola é a razão entre sua altura e sua idade para a data de referência da PPV/IBGE.

A idade de ingresso da criança *i* da família *f* na escola é uma decisão tomada pelos pais, que, por sua vez, se dá em função da capacidade física da criança (a_i), de outras características individuais X_i (sexo, cor, idade), da família X_{if} (nível educacional dos pais e número de irmãos mais velhos e mais novos), do local onde mora X_{im} (características do domicílio, características da oferta educacional etc.) e de componentes aleatórios, como habilidade da criança, preferências da família e da comunidade etc. (agrupados no erro aleatório u_i). Em termos analíticos, definindo $idade_i^{esc}$ como a idade em que a criança *i* entra na escola, temos que:

$$idade_i^{esc} = f(a_i, X_i, X_{if}, X_{im}, u_i) \tag{2}$$

Crianças e adolescentes que nunca se matricularam (não declararam a idade de entrada na escola fundamental) ou que entraram na escola depois dos sete anos de idade completos no primeiro semestre são considerados atrasados. Destaque-se que o "não declarado", nesse caso, não corresponde a uma informação perdida (*missing*). Somente crianças e adolescentes que não freqüentaram a escola são considerados no total cuja informação da idade de entrada à escola é "não declarada". Eliminamos as informações de crianças e adolescentes que estavam freqüentando a escola, mas cuja idade de ingresso não foi declarada pelos pais.[25]

Definindo uma variável categórica ($atraso_i$) igual a 1 para todas as crianças e adolescentes que estão atrasados no ingresso à escola e 0 caso contrário, temos que:

$$\begin{cases} atraso_i = 1 \text{ se } idade_i^{esc} > 7 \text{ ou } idade_i^{esc} = \text{não declarado} \\ atraso_i = 0 \text{ caso contrário} \end{cases} \tag{3}$$

25. Das crianças e adolescentes que freqüentavam ou que tinham freqüentado a escola 6% não declararam a idade em que ingressaram na escola. Essas observações foram excluídas da nossa análise econométrica.

A probabilidade de a criança ou o adolescente entrar com atraso na 1ª série do ensino fundamental é uma função dos fatores que influenciam a decisão dos pais com relação à entrada na escola, ou seja:

$$\Pr(atraso_i = 1) = g(a_i, X_i, X_{if}, X_{im}, u_i) \quad (4)$$

Estimamos essa probabilidade através do modelo *probit*, usando a amostra total de pessoas entre 7 e 14 anos de idade. Através desse procedimento, investigamos o efeito da capacidade física da criança ou do adolescente, medida como o *z-score* da altura padronizada pela idade, no seu acesso à escola na idade considerada legalmente apropriada.

Foram incluídos três conjuntos de variáveis explicativas:[26]

- Características individuais das crianças e dos adolescentes: sexo, cor ou raça, idade e a nossa variável de interesse, o *z-score* da altura padronizada pela idade.
- Características da família: *log* da renda familiar *per capita*, escolaridade da mãe e do pai, número de irmãos ou irmãs mais velhos e mais novos.
- Características do local de moradia: região Nordeste ou Sudeste, área rural ou urbana, se a proporção de crianças e adolescentes entre 7 e 14 anos no estrato geográfico com pelo menos uma carteira individual de estudo no estabelecimento de ensino for superior a 90%, tempo médio de deslocamento (em minutos) da casa para a escola, indicador médio de bens escolares do estrato geográfico.

5 RESULTADOS

Os resultados estimados da probabilidade de a criança não entrar na escola com sete anos de idade como função das variáveis selecionadas por este estudo – equação (4) constam nas tabelas 5 a 7.

O coeficiente estimado do *z-score* da altura é negativo e significativo em todas as especificações. Quanto mais baixa a criança ou o adolescente em relação às crianças ou adolescentes da população de referência da mesma faixa etária e sexo, maior a probabilidade de ingressar com mais de sete anos de idade na escola.[27]

26. Ver na subseção 3.1 a descrição detalhada de cada variável explicativa incluída na especificação econométrica.

27. Também fizemos estimações similares usando o IMC e a avaliação subjetiva da saúde. Para o IMC, o coeficiente estimado foi positivo, ou seja, quanto mais afastado dos limites de normalidade, maior o atraso da criança na entrada à escola. O resultado para a avaliação subjetiva da saúde foi conforme esperado, mas a precisão da estimativa foi inferior. Neste artigo, priorizamos a apresentação da medida que melhor reflete as condições de longo prazo do *status* nutricional da criança que é a altura padronizada pela idade da criança.

Sem considerar as interações (tabela 5), se o *z-score* da altura aumenta em 1 ponto, a probabilidade de a criança entrar com atraso na escola é reduzida em 0,042, considerando uma determinada população de referência. [28]

TABELA 5
Resultados da estimação *probit* da probabilidade de a criança entrar com atraso na escola

Variável dependente: criança não entrou na escola com 7 anos de idade	Coeficiente	ep	Efeito marginal	ep	X
Domicílio localizado					
Nordeste	0,987*	0,114	0,378*	0,040	1,000
Área rural	–0,090	0,143	–0,032	0,052	0,000
Total de irmãos/irmãs mais novos	0,053***	0,032	0,019	0,012	1,173
Total de irmãos/irmãs mais velhos	0,007	0,036	0,002	0,013	1,245
Log da renda familiar *per capita*	–0,067**	0,033	–0,024**	0,012	4,435
Ser menino	0,107	0,079	0,039	0,029	1,000
Idade	0,086*	0,019	0,030*	0,008	10,639
Ter cor negra	0,232	0,242	0,086	0,086	1,000
Tempo médio de ida para a escola	0,004**	0,002	0,002**	0,001	14,221
***Z-score* da razão entre altura e idade**	**–0,119***	**0,034**	**–0,042***	**0,013**	–0,371
Escolaridade da mãe	–0,135*	0,041	–0,048*	0,015	0,000
Escolaridade do pai	–0,129*	0,037	–0,045*	0,013	0,000
Indicador de bens escolares	–0,002	0,002	–0,001	0,001	19,773
Proporção de crianças com carteira individual no estrato geográfico é superior a 90%	–0,023	0,175	–0,008	0,061	0,827
Constante	–1,569*	0,346			
Observações:		2.712			
Wald chi2(14)		291,940			
Prob>chi2		0,000			
Pseudo R^2		0,307			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PPV/IBGE de 1996/1997.

Notas: O cálculo do erro-padrão considera que observações dentro do mesmo domicílio não são independentes.

Existiam 208 crianças sem informação sobre peso e altura, essas observações não foram utilizadas no processo de estimação.

* valor-p <= 1%, ** valor-p entre 1% e 5%, *** valor-p > 5% e <=10%.

O efeito marginal foi calculado para a seguinte população de referência (os demais valores foram avaliados na média): morar no NE, na área urbana, ser menino e de cor negra, ter pai e mãe sem escolaridade.

ep = erro-padrão.

A renda familiar *per capita* é uma variável crucial para definir o investimento em capital humano, principalmente no que tange às decisões de entrada e continuidade no sistema educacional. O seu coeficiente é negativo e significativo. Crianças situadas

28. Todos os efeitos marginais serão calculados para a seguinte população de referência: moradores do Nordeste, da área urbana, meninos de cor negra e com mãe e pai sem escolaridade. As demais variáveis tiveram seus valores avaliados na média.

nas camadas inferiores da distribuição de renda familiar entram na escola mais tarde do que outras pertencentes às classes de renda mais elevadas.

Fizemos uma interação entre o *z-score* da altura e a variável de renda familiar *per capita* (ver tabela 6). A interação foi significativa a 11% e o sinal do coeficiente foi positivo. Pertencer a uma família com nível de renda mais alto diminui o efeito negativo da capacidade física desfavorável de uma criança sobre sua entrada na escola. Sob outro prisma, quanto maior a capacidade física de uma criança e quanto maior o nível de renda de sua família, maior a probabilidade de ela se incorporar ao sistema educacional aos sete anos de idade.

TABELA 6
Resultados da estimação *probit* da probabilidade de a criança entrar com atraso na escola

Variável dependente: criança não entrou na escola com 7 anos de idade	Coeficiente	ep	Efeito marginal	ep	X
Domicílio localizado					
Nordeste	0,987*	0,113	0,378*	0,041	1,000
Área rural	–0,088	0,143	–0,031	0,052	0,000
Total de irmãos/irmãs mais novas	0,052	0,033	0,018	0,012	1,173
Total de irmãos/irmãs mais velhas	0,004	0,036	0,001	0,013	1,245
Log da renda familiar *per capita* (c)	**–0,045**	**0,037**	**–0,016**	**0,013**	4,435
Ser menino	0,103	0,079	0,037	0,029	1,000
Idade	0,085*	0,019	0,030*	0,008	10,639
Ter cor negra	0,238	0,240	0,088	0,085	1,000
Tempo médio de ida para a escola	0,004**	0,002	0,002**	0,001	14,221
***Z-score* da razão entre altura e idade (b)**	**–0,255***	**0,090**	**–0,089***	**0,033**	–0,371
Interação de (b) com (c)	**0,032**	**0,020**	**0,011**	**0,007**	–1,021
Escolaridade da mãe	–0,136*	0,041	–0,048*	0,015	0,000
Escolaridade do pai	–0,130*	0,037	–0,045*	0,013	0,000
Indicador de bens escolares	–0,001	0,002	–0,001	0,001	19,773
Proporção de crianças com carteira individual no estrato geográfico é superior a 90%	–0,006	0,176	–0,002	0,061	0,827
Constante	–1,671*	0,356			
Observações		2.712			
Wald chi2(15)		311,070			
Prob>chi2		0,000			
Pseudo R^2		0,309			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PPV/IBGE de 1996/1997.

Notas: O cálculo do erro-padrão considera que observações dentro do mesmo domicílio não são independentes.

Existiam 208 crianças sem informação sobre peso e altura, essas observações não foram utilizadas no processo de estimação.

* valor-p <= 1%, ** valor-p entre 1% e 5%, *** valor-p > 5% e <=10%.

O efeito marginal foi calculado para a seguinte população de referência (os demais valores foram avaliados na média): morar no NE, na área urbana, ser menino e de cor negra, ter pai e mãe sem escolaridade.

ep = erro-padrão.

Outro resultado interessante é o sinal positivo e significativo do coeficiente do tempo médio de deslocamento da casa para a escola. Nos estratos geográficos em que a "distância" (aproximada pelo tempo médio em minutos) entre escola e casa é maior, o estado de saúde parece ser um fator-chave para a decisão dos pais de colocar os filhos na idade correta na escola. Crianças/adolescentes que moram em locais mais afastados da escola têm uma probabilidade maior de entrarem mais tarde na escola do que as que vivem mais próximas ao local de estudo.

Quando interagimos[29] esse indicador (tempo médio em minutos de deslocamento para a escola) com a variável de capacidade física, verificamos que nos estratos geográficos em que a "distância" (aproximada pelo tempo médio em minutos) entre escola e casa é maior, o estado de saúde parece ser um fator-chave para a decisão dos pais de colocar os filhos na idade correta na escola (ver tabela 7).

Com relação às outras variáveis das nossas especificações, verificamos que as crianças da região Nordeste têm maior probabilidade de ingressar atrasadas na escola.

O coeficiente dos meninos é positivo, mas não significativo. Quando inserimos uma interação do *z-score* da altura com o indicador de sexo, o coeficiente positivo do sexo passa a ser significativo, apesar de o coeficiente da interação não ser preciso.[30] Diferenças na probabilidade entre meninos e meninas poderiam estar também refletindo diferenças de comprimento.

Conforme a literatura de desenvolvimento, também encontramos o efeito negativo de um maior número de irmãos na escolaridade. As crianças e os adolescentes que possuem irmãos ou irmãs mais novos entram mais tarde na escola do que os demais. Esse grupo de crianças e adolescentes, principalmente nas famílias mais pobres, pode ser obrigado a cuidar dos irmãos mais novos na ausência dos pais. Nesse caso, os pais podem decidir adiar por um tempo a ida dos filhos mais velhos à escola até o momento em que os mais novos tenham também condições de estudar.

No tocante ao grau de instrução dos familiares, verificamos que os coeficientes tanto do pai quanto da mãe são negativos. Crianças cujos pais são mais escolarizados têm maior probabilidade de entrar na idade correta na escola do que as demais.

As variáveis que retratam as condições das escolas no estrato geográfico de moradia têm os sinais esperados, apesar de não-significativas. As crianças residentes em locais com escolas cuja infra-estrutura, em média, é melhor, ou seja, maior índice de bens escolares e maior proporção de carteiras individuais por criança,

29. Devido à não-linearidade do modelo *probit*, todas as especificações que continham interações entre as variáveis explicativas também foram feitas usando o modelo de probabilidade linear. Os sinais e o nível de significância são relativamente similares, logo, optamos por apresentar apenas as estimações *probit*.

30. Na especificação final optamos por excluir essa interação por não ser significativa.

têm uma probabilidade mais elevada de ingressarem com sete anos de idade na escola fundamental. À medida que a qualidade da escola aumenta, os benefícios em adiar o ingresso na escola são reduzidos.

TABELA 7
Resultados da estimação *probit* da probabilidade de a criança entrar com atraso na escola

Variável dependente: criança não entrou na escola com 7 anos de idade	Coeficiente	ep	Efeito marginal	ep	X
Domicílio localizado					
Nordeste	0,991*	0,113	0,380*	0,040	1,000
Área rural	–0,098	0,145	–0,035	0,053	0,000
Total de irmãos/irmãs mais novos	0,053***	0,032	0,019	0,012	1,173
Total de irmãos/irmãs mais velhos	0,008	0,036	0,003	0,013	1,245
Log da renda familiar *per capita*	–0,068**	0,032	–0,024**	0,012	4,435
Ser menino	0,113	0,079	0,041	0,029	1,000
Idade	0,086*	0,019	0,030*	0,008	10,639
Ter cor negra	0,233	0,243	0,086	0,086	1,000
Tempo médio de ida para escola (a)	**0,003**	**0,002**	**0,001**	**0,001**	14,221
***Z-score* da razão entre altura e idade (b)**	**–0,067**	**0,044**	**–0,024**	**0,015**	–0,371
Interação de (a) com (b)	**–0,003****	**0,002**	**–0,001****	**0,001**	–6,470
Escolaridade da mãe	–0,135*	0,041	–0,047*	0,015	0,000
Escolaridade do pai	–0,128*	0,037	–0,045*	0,013	0,000
Indicador de bens escolares	–0,001	0,002	–0,001	0,001	19,773
Proporção de crianças com carteira individual no estrato geográfico é superior a 90%	–0,022	0,176	–0,008	0,061	0,827
Constante	–1,557*	0,346			
Observações		2.712			
Wald chi2(15)		304,83			
Prob>chi2		0			
Pseudo R^2		0,309			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PPV/IBGE de 1996/1997.

Notas: O cálculo do erro-padrão considera que observações dentro do mesmo domicílio não são independentes.

Existiam 208 crianças sem informação sobre peso e altura, essas observações não foram utilizadas no processo de estimação.

* valor-p <= 1%, ** valor-p entre 1% e 5%, *** valor-p > 5% e <=10%.

O efeito marginal foi calculado para a seguinte população de referência (os demais valores foram avaliados na média): morar no NE, na área urbana, ser menino e de cor negra, ter pai e mãe sem escolaridade.

ep = erro-padrão.

Para crianças e adolescentes com diversos aspectos idênticos observáveis (sejam familiares, individuais ou do local onde vivem), a capacidade física, medida pelo *z-score* da razão entre altura e idade, explica variações na probabilidade de entrada tardia na escola fundamental. Nas tabelas apresentadas (5 a 7), essas expectativas são confirmadas, pois o *z-score* da altura influencia de forma significativa a pro-

babilidade de a criança entrar no sistema educacional com mais de sete anos de idade. Crianças e adolescentes, com um crescimento linear condizente com a sua idade e sexo, tiveram melhores condições de vida e, portanto, maiores chances de não acumularem defasagem idade-série no início da vida de estudante do que outras em situação contrária.

6 TESTE DE ROBUSTEZ DOS RESULTADOS

Os processos de decisões no seio da família com relação à saúde ou à educação podem ter intersecções. Nesse caso, aspectos observados e não-observados da família que afetam a aquisição de escolaridade podem definir simultaneamente componentes do estoque de capacidade física (saúde) da criança.

O coeficiente do indicador da capacidade física (*z-score* da altura padronizada pela idade) numa equação de escolaridade da criança, quando estimado por um método que não considere esse problema de endogeneidade, pode estar refletindo o efeito de fatores omitidos na especificação econométrica, não descrevendo somente a incapacidade física da criança, que pode dificultar sua matrícula na escola.

De acordo com Behrman e Lavy (1994), "*a priori*, a direção do viés do indicador de saúde nestes casos não é óbvia". Se os pais dão mais valor à qualidade de vida da criança (em termos de saúde e educação) que ao seu próprio consumo, a direção do viés é para cima. Por exemplo, pais mais preocupados com o futuro de seus filhos realizam mais investimentos em saúde e educação do que pais menos atentos no longo prazo. Essa heterogeneidade de preferências entre os pais não é descrita pela capacidade física da criança, mas ao mesmo tempo a influencia diretamente, assim como a decisão de a criança ir à escola.

Por outro lado, a direção do viés pode ser para baixo. Os pais podem dar valores diferentes à capacidade física da criança e ao seu nível educacional, fato que se reflete no processo de alocação de recursos. Se as percepções com relação ao retorno dos investimentos na capacidade física e na educação são diferentes entre as famílias, alguns pais podem priorizar mais o crescimento intelectual das crianças/adolescentes, enquanto outros valorizam suas características físicas. Portanto, existem fatores omitidos que afetam a capacidade física e a educação em direções opostas.

Considerando a possibilidade de que a saúde, medida em termos de capacidade física, é endógena, fizemos as estimações em dois estágios como um teste de robustez dos resultados da seção anterior. Testamos se o resultado encontrado permanece, ou seja, que crianças e adolescentes com uma melhor capacidade física têm probabilidade mais alta de entrar na escola com a idade correta.

Para aplicar esse método, necessitamos de variáveis, denominadas "instrumentos", que satisfaçam determinadas propriedades (Wooldridge, 2002): *a*) não devem ser correlacionadas com fatores não observados omitidos da regressão

(validade dos instrumentos); e *b*) devem ser correlacionadas junto com a variável endógena (relevância dos instrumentos). Utilizamos como instrumento o logaritmo da altura do pai e da mãe.[31] O logaritmo da altura do pai e da mãe[32] controla as diferenças genéticas entre as crianças/adolescentes. Esse indicador funciona como um instrumento razoável na medida em que diferenças genéticas afetam diretamente a altura da criança, mas não estão correlacionadas com fatores não observados que influenciam o processo de decisões familiares sobre os investimentos em capacidade física e educação.

De acordo com os resultados apresentados na tabela 8, o coeficiente estimado do *z-score* da altura da criança considerando-se a possibilidade de endogeneidade, significativo a 10%, é negativo e superior, em valor absoluto (0,182), ao coeficiente estimado na seção anterior, que não considera a endogeneidade. Em ambas as opções, portanto, o coeficiente do *z-score* da altura tem o sinal esperado, após controlarmos pela renda familiar *per capita* e por outras variáveis que caracterizam as condições de vida das crianças/adolescentes.

Crianças com melhor capacidade física têm probabilidade mais alta de entrar na escola com a idade correta. Quando a saúde é tratada como uma variável endógena, o coeficiente permanece negativo, apesar de perder significância. Crianças e adolescentes com pior capacidade física tiveram piores condições de vida e dificuldades ao longo da infância, conseqüentemente, seu acesso à escola na idade adequada esteve mais sujeito a contratempos.

Com relação ao primeiro estágio, os resultados encontrados seguem os estudos de Alves e Belluzzo (2004) e Kassouf (1994), que estimam a equação reduzida da demanda de saúde das crianças.

Crianças com maior número de irmãos e irmãs, sobretudo mais novos, possuem o *z-score* da altura inferior ao das outras, indicando sua pior capacidade física.

O coeficiente da renda familiar *per capita* é positivo, ou seja, conforme esperado, a pobreza tem conseqüências sobre o desenvolvimento físico de uma criança. As que vivem em famílias com nível de renda mais baixo possuem déficits maiores de altura em relação à população de referência do que as de famílias mais ricas.

No tocante à idade, como já observado na análise descritiva, quanto mais velha for a criança, pior a sua capacidade física medida pelo *z-score* da altura por idade.

---

31. Quando não existia a informação para um deles, imputávamos diretamente a altura que era informada, seja do pai ou da mãe. Os resultados não modificaram quando usamos somente a variável igual ao logaritmo da média das alturas do pai e da mãe. Contudo, a significância do coeficiente do *z-score* da saúde era maior quando usávamos as informações de altura do pai e da mãe separadamente.

32. As alturas do pai e da mãe não foram padronizadas para a população de referência, pois normalmente os adultos já atingiram o fim da fase de crescimento. Além disso, existe uma restrição de ordem operacional, pois essa padronização somente seria possível para pessoas com menos de 18 anos de idade. Os dados que tínhamos disponíveis para a população de referência limitavam-se a essa faixa etária (OMS, 2005).

TABELA 8
Resultados do modelo *probit* com instrumentos

Variável dependente: criança não entrou na escola com 7 anos de idade	Coeficiente	ep robusto	*z*	*P*>|*z*|
Segundo estágio				
Z-score da altura	–0,182	0,108	–1,690	0,092
Nordeste	0,975	0,116	8,390	0,000
Área rural	–0,076	0,143	–0,530	0,597
Total de irmãos/irmãs mais novos	0,038	0,034	1,110	0,266
Total de irmãos/irmãs mais velhos	0,000	0,036	–0,010	0,996
Log da renda familiar *per capita*	–0,069	0,035	–1,970	0,049
Ser menino	0,091	0,083	1,090	0,275
Idade	0,084	0,020	4,210	0,000
Ter cor negra	0,278	0,239	1,160	0,245
Tempo médio de ida para a escola	0,004	0,002	2,070	0,039
Escolaridade da mãe	–0,137	0,043	–3,190	0,001
Escolaridade do pai	–0,112	0,037	–3,010	0,003
Indicador de bens escolares	–0,002	0,002	–0,720	0,474
Proporção de crianças com carteira individual no estrato geográfico	–0,015	0,177	–0,090	0,932
Constante	–1,582	0,347	–4,560	0,000
Primeiro estágio				
Variável dependente: *z-score* da altura				
Domicílio localizado				
Nordeste	0,065	0,103	0,630	0,526
Área rural	–0,085	0,124	–0,690	0,492
Total de irmãos/irmãs mais novos	–0,101	0,032	–3,110	0,002
Total de irmãos/irmãs mais velhos	–0,050	0,031	–1,590	0,111
Log da renda familiar *per capita*	0,068	0,027	2,520	0,012
Ser menino	–0,205	0,072	–2,850	0,004
Idade	–0,057	0,017	–3,380	0,001
Ter cor negra	0,198	0,204	0,970	0,332
Tempo médio de ida para a escola	0,000	0,002	0,080	0,933
Escolaridade da mãe	0,063	0,031	2,020	0,044
Escolaridade do pai	–0,011	0,031	–0,370	0,712
Indicador de bens escolares	0,002	0,001	1,070	0,285
Proporção de crianças com carteira individual no estrato geográfico	0,160	0,131	1,220	0,221
Log da altura do pai	**7,072**	**0,887**	**7,980**	**0,000**
Log da altura da mãe	**2,994**	**0,923**	**3,250**	**0,001**
Constante	–4,822	0,647	–7,450	0,000
Observações	2.673			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PPV/IBGE de 1996/1997.

Notas: O cálculo do erro-padrão considera que observações dentro do mesmo domicílio não são independentes.

Informações adicionais foram perdidas pois, para algumas crianças, não existiam dados de altura dos pais.

O teste F na forma reduzida rejeitou a hipótese nula de que os instrumentos não são relevantes ($F(2, 2657) = 111.05$).

A escolaridade dos pais também é um fator importante para estabelecer condições satisfatórias ao crescimento saudável de uma criança. Apenas o grau de instrução das mães tem um coeficiente positivo e significativo, ressaltando seu papel-chave na formação dos filhos.

Outro resultado que segue a literatura é a relação entre a altura dos pais e o *z-score* da altura dos filhos. As variações de altura dos pais explicam fortemente as variações do indicador padronizado de altura das crianças, indicando a transmissão dos fatores genéticos. Crianças e adolescentes de pais mais altos possuem menores déficits de altura.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Existe uma proporção não-desprezível de crianças e adolescentes que não entraram na curso fundamental aos sete anos de idade. Um dos possíveis canais capazes de explicar esse ingresso tardio na escola é a capacidade física da criança. Neste artigo, usando a medida que capta a natureza de longo prazo do crescimento da criança (*z-score* da altura), mostramos que as condições desfavoráveis de saúde influenciam a probabilidade de ela ingressar na idade correta na escola, mesmo quando controlamos pela renda familiar *per capita*.

Ao estudarmos as interações entre essa medida e outros indicadores da qualidade de vida das crianças e dos adolescentes, encontramos alguns pontos interessantes.

Primeiro, para as que demoram mais tempo para se deslocar de casa para a escola, o efeito do *status* nutricional na probabilidade de os pais adiarem o ingresso na escola é mais forte, ou seja, a maturidade física tem um papel fundamental.

Segundo, pertencer a uma família com renda mais alta contribui para reduzir os prejuízos do estado nutricional desfavorável ao ingresso na escola.

Destacamos que esses resultados são indicativos de que crianças e adolescentes desnutridos são mais vulneráveis a entrar mais tarde na escola. Um dos motivos desse ingresso tardio é pertencerem a famílias mais pobres, com piores condições de vida. Como o *status* nutricional é uma medida de longo prazo, pode estar captando aspectos desfavoráveis da vida da criança no início da sua infância e que não são traduzidos apenas pelo patamar corrente de renda familiar *per capita*. Logo, a insuficiência alimentar mostra a necessidade de se propor políticas que sejam complementares com a educação e com outros aspectos da qualidade de vida da criança. Algumas políticas poderiam ser integradas ao ambiente escolar, como o reforço da merenda, sobretudo em áreas mais pobres, bem como ao ambiente familiar, como o atendimento preventivo de doenças relacionadas à desnutrição infantil (incentivo ao aleitamento materno, por exemplo).

Por fim, é importante destacar que o método econométrico empregado na seção 5 deste artigo considerou que a saúde é uma variável exógena e definida em

um ponto no tempo. O teste de robustez da seção 6, que considera a possibilidade da endogeneidade da saúde, foi feito mediante a escolha de um conjunto de instrumentos que, por hipótese, foram considerados não correlacionados com os fatores omitidos não observados. Apesar de o efeito da saúde permanecer igual ao apresentado na seção 5, acreditamos que estudos adicionais devem ser feitos para entendermos o real impacto das condições de saúde de uma criança sobre as decisões de entrada na escola. Logo, os nossos resultados são apenas indicativos das relações existentes entre essas duas variáveis. Pesquisas longitudinais, que acompanhem a mesma criança ao longo da vida escolar e que sejam informativas sobre suas condições nutricionais, podem identificar muito melhor o impacto da saúde.

ABSTRACT

Using data from the PPV/IBGE 1996/1997 survey (Brazil's LSMS), we analyze the relationship between health (measured by the standardized relationship between height and age) and the late entry in school for children aged between 7 and 14 years old in the Northeast and Southeast regions. Using a probit model, we estimate the effect of children's health on the probability of a late entry in school. We take into account several aspects that affect this relation, such as the local educational supply (time from home to school and school resources quality) as well as, life and family conditions (household income, parents' education and family composition). We show that poor conditions of health decrease the probability of entering school at the right age, particularly for poor children and those that live far from schools. Finally, we use a probit model with instrumental variables (height of parents), to test the robustness of results allowing health to be endogenous.

REFERÊNCIAS

ABRANTES, M. M.; LAMOUNIER, J. A.; COLOSIMO, E. A. Prevalência de sobrepeso e obesidade nas regiões Nordeste e Sudeste do Brasil. *Revista da Associação Médica Brasileira*, v. 49, n. 2, 2003.

AHLBURG, D. Intergenerational transmission of health. *The American Economic Review*, v. 88, n. 2, May. 1998.

ALBERNAZ, A.; FERREIRA, F. H. F.; FRANCO, C. Qualidade e eqüidade no ensino fundamental brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, Ipea, v. 32, n. 3, dez. 2002.

ALDERMAN, H.; BEHRMAN, J.; LAVY, V.; MENON, R. *Child nutrition, child health and school enrollment*: a longitudinal analysis. Washington: The World Bank Policy Research Department, Jan. 1997 (Policy Research Working Paper, n. 1.700).

ALVES, D. C. O.; BELLUZZO, W. Infant mortality and child health in Brazil. *Economics and Human Biology*, v. 2, n. 3, p. 391-410, 2004.

ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. de B. A economia da saúde no Brasil. In: LISBOA, M. de B.; MENEZES-FILHO, N. A. (Orgs.). *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2001.

ANJOS, L. A.; VEIGA. G. V.; CASTRO, I. R. R. Distribuição dos valores do índice de massa corporal da população brasileira até 25 anos. *Revista Panam Salud Publica*, v. 3, n. 3, 1998.

BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R.; VELAZCO, T. A pobreza é a principal causa do trabalho infantil no Brasil urbano? *Economia Brasileira em Perspectiva – 1996*. Rio de Janeiro: Ipea, 1996, v. 2.

BECKER, G. *Human capital*: a theoretical and empirical analysis with special reference to education. 2ª ed. New York: Columbia University Press, 1975.

BEHRMAN, J. R.; LAVY, V. *Children's health and achievement in school*. Washington, D.C.: The World Bank, 1994 (LSMS Working Paper, n. 104).

BERGER, M. C.; LEIGH, J. P. Schooling, self-selection, and health. *The Journal of Human Resources,* v. 24, n. 3, 1989.

COURALET, P. E. *Une analyse économique du travail des enfants*. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) – École des Hautes Études en Sciences Sociales, Paris, out. 2002.

DE VREYER, P.; LAMBERT, S.; MAGNAC, T. *Educating children*: a look at household behavior in Côte d'Ivoire. July 1999. Mimeo.

DEATON, A. Health, inequality, and economic development. *Journal of Economic Literature*, v. 41, n.1, 2003.

EMERSON, P.; SOUZA, A. P. *Is child labor harmful?* The impact of working as a child on adult earnings. 2004. Mimeo.

EMERSON, P.; SOUZA, A. P. Is there a child labor trap? Inter-generational persistence of child labor in Brazil. *Economic Development and Cultural Change*, v. 51, n. 2, 2000.

GLEWWE, P. Why does mother's schooling raise child health in developing countries? *The Journal of Human Resources*, v. 34, n.1, 1999.

GLEWWE, P.; JACOBY, H. G. An economic analysis of delayed primary school enrollment in a low income country: the role of early childhood nutrition. *The Review of Economics and Statistics*, v. 77, n. 1, Feb. 1995.

GOMES-NETO, J. B.; HANUSHEK, E. A.; LEITE, R. H.; FROTA, R. C. Health and schooling: evidence and policy implications for developing countries. *Economics of Education Review*, v. 16, n. 3, 1997.

GROSSMAN, M. On the concept of health capital and the demand for health. *The Journal of Political Economy*, v. 80, n. 2, Mar./Apr. 1972.

HECKMAN, J. *Lessons from the technology of skill formation*. Feb. 2005 (NBER Working Paper, n. 11.142).

IBGE. *Pesquisa de Padrões de Vida – PPV*. Rio de Janeiro, CDDI/IBGE, 1996/1997 (Microdados em CD-Rom).

_____. *Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde, 1997 (DHS).* Disponível em: <http\www.ibge.gov.br>. Acesso em: jul. 2005.

IDLER, E.; BENYAMINI, Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven studies. *Journal of Health and Social Behavior*, v. 38, p. 21-37, 1997.

JACOBY, H. G. Borrowing constraints and progress through school: evidence from Peru. *The Review of Economics and Statistics*, v. 76, n. 1, Feb. 1994.

JAMISON, D. Child malnutrition and school performance in China. *Journal of Development Economics*, v. 20, n. 2, 1986.

KASSOUF, A. L. A demanda de saúde infantil no Brasil por região e setor. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 24, n. 2, dez. 1994.

_____. Trabalho infantil. In: LISBOA, M. de B.; MENEZES-FILHO, N. A. (Orgs.). *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2001.

MACHADO, D. C. *Escolaridade das crianças no Brasil: três ensaios sobre a defasagem idade-série*. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economia, Rio de Janeiro, set. 2005.

MACHADO, D. C.; GONZAGA, G. *O impacto dos fatores familiares sobre a defasagem idade-série de crianças no Brasil*. Rio de Janeiro: Departamento de Economia da PUC-Rio, 2007 (Texto para Discussão, n. 546).

MOOCK, P.; LESLIE, J. Child malnutrition and schooling in the Terai Region of Nepal. *Journal of Development Economics*, v. 20, n. 1, 1986.

OMS. Quantitative techniques for health equity analisys. *Technical Note*, n. 2. Disponível em: <http:/www.who.int>. Acesso em: ago. 2005.

PESSANHA, L. D. R. *A experiência brasileira em políticas públicas para a garantia do direito do alimento.* Rio de Janeiro: Escola Nacional de Ciências Estatísticas/Departamento de Ensino e Pesquisa, 2002 (Texto para Discussão, n. 5).

PSACHAROPOULOS, G.; ARRAIGADA, A. The determinants of early age human capital formation: evidence from Brazil. *Economic Development and Cultural Change*, v. 37, n. 4, 1989.

RICARDO, D. R.; ARAÚJO, C. G. S. de. Body mass index: a scientific evidence-based inquiry. *Arquivo Brasileiro de Cardiologia*, v. 79, n. 1, 2002.

THOMAS, D.; STRAUSS, J. Health, nutrition, and economic development. *Journal of Economic Literature*, v. 36, n. 2, June 1998.

THOMAS, D.; STRAUSS, J.; HENRIQUES, M. H. How does mother's education affect child height? *The Journal of Human Resources*, v. 26, n. 2, 1991.

VAN DOORSLAER, E.; GERDTHAM, U. G. Does inequality in self-assessed health predict inequality in survival by income? Evidence from Swedish data. *Social Science and Medicine*, v. 57, n. 9, 2003.

VEIGA, G. V.; DIAS, P. C.; ANJOS, L. A. A comparison of distribution curves of body mass index from Brazil and the United States for assessing overweight and obesity in Brazilian adolescents. *Revista Panam Salud Publica*, v. 2, n. 10, 2001.

WEBB, P.; BLOCK, S. Nutrition information and formal schooling as inputs to child nutrition. *Economic Development and Cultural Change*, The University of Chicago, v. 52, n. 4, July 2004.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data.* Cambridge: MIT Press, 2002.

ANEXO

Total de domicílios e pessoas segundo os estratos geográficos da Pesquisa de Padrões de Vida

Estrato geográfico	Domicílios		Pessoas		Crianças e adolescentes de 7 a 14 anos	
	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)
Total no Nordeste (a)	2.484	9.842.742	10.436	41.796.215	1.762	7.492.582
RM de Fortaleza	496	597.784	2.175	2.618.775	360	426.964
RM de Recife	484	659.462	1.947	2.627.236	267	361.679
RM de Salvador	488	666.248	1.919	2.634.990	309	441.773
Nordeste urbano não-metropolitano	488	4.566.544	1.992	18.723.538	330	3.113.744
Nordeste rural não-metropolitano	528	3.352.704	2.403	15.191.676	496	3.148.422
Total no Sudeste (b)	2.456	17.041.528	8.862	61.371.552	1.325	9.101.678
RM de Belo Horizonte	496	923.496	1.826	3.450.721	273	537.426
RM do Rio de Janeiro	488	2.680.472	1.609	8.861.022	196	1.083.353
RM de São Paulo	488	4.284.056	1.725	15.208.170	260	2.332.058
Sudeste urbano não-metropolitano	488	7.523.600	1.779	27.606.001	255	4.050.192
Sudeste rural não-metropolitano	496	1.629.904	1.923	6.245.638	341	1.098.649
Total (a) + (b)	4.940	26.884.270	19.298	103.167.767	3.087	16.594.260

Fonte: PPV/IBGE de 1996/1997.

Nota: (a) = amostra e (b) = amostra expandida.

RETORNO DA EDUCAÇÃO NO BRASIL*

Fernando de Holanda Barbosa Filho**
Samuel Pessôa***

Este artigo calcula a taxa de retorno da educação no Brasil. Diferentemente de outros trabalhos da literatura, que a calculam por meio da equação de Mincer, neste usa-se a Taxa Interna de Retorno (TIR) da educação, atualizando os estudos de Langoni (1974) e Castro (1970). O artigo mostra que as taxas continuam extremamente elevadas no Brasil. Ele contribui ainda com a aplicação da metodologia da TIR na pré-escola. Surpreendentemente, nesse caso, ela é superior a 15% ao ano.

1 INTRODUÇÃO

A educação no Brasil tem sido um tema amplamente discutido devido a sua importância para o desenvolvimento econômico e a igualdade.[1] O sistema educacional brasileiro é sempre avaliado e, muitas vezes, apontado como um dos fatores responsáveis pelo baixo grau de desenvolvimento do país.

Um tema recorrente no debate sobre educação[2] é, em um ambiente com grande restrição orçamentária, a possível má alocação de recursos. Para que se faça uma análise precisa sobre a utilização de recursos no sistema educacional brasileiro, é necessário que se observe a taxa de retorno da educação para os diversos níveis de ensino no país.

Normalmente no Brasil considera-se como medida de taxa de retorno da educação o coeficiente estimado para educação nas regressões de Mincer (1974). Estima-se uma regressão em que a variável dependente – o logarítmico da renda do trabalho – é regredida nos anos de escolaridade da pessoa, na idade e no quadrado da idade e em outros controles (gênero, cor, região, ocupação etc.). O coeficiente da educação é aproximadamente o prêmio de salário que, por sua vez e sob certas circunstâncias, é igual à Taxa Interna de Retorno (TIR) da educação.[3]

---

* Pesquisa parcialmente financiada pela Fundação Lemann em colaboração com o Instituto Futuro Brasil. Agradecemos os comentários de Cláudio Haddad, Ilona Becskeházy, Naércio Menezes-Filho, Regina Madalozzo e participantes dos seminários realizados no IBMEC-SP, no Ipea e na EPGE/FGV.

** Pesquisador do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getulio Vargas (Ibre/FGV).

*** Professor da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas (EPGE/FGV).

1. Mankiw, Romer e Weil (1992) estimam os efeitos do capital humano na produtividade total dos fatores. Lange e Topel (2004) analisam o valor social da educação.

2. Para uma resenha bastante ampla dos impactos da educação sobre o crescimento, ver Barbosa Filho e Pessôa (2007).

3. Na segunda seção, determinam-se as condições para que o prêmio de salário seja exatamente a TIR da educação.

A metodologia de estimar os retornos da educação por meio da equação de Mincer (1974) foi bastante utilizada no Brasil. Loureiro e Galrão (2001) estimam o retorno da educação no campo e nas cidades. Os autores encontram uma taxa de retorno rural de 11% e urbana de 18%. Ueda e Hoffmann (2002) estimam a equação de Mincer, empregando três métodos distintos: de mínimos quadrados (MMQ), de variáveis instrumentais (MVI) e de estimadores intrafamiliares. Os autores consideram o MVI mais correto para corrigir os vieses de estimação e reportam retornos de 9,8%. Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) estimam o retorno da educação com o MMQ, utilizando os procedimentos de Heckman (1979), Garen (1984) e estimando em *cross-section*, *pooling regressions* e pseudopainel. Os autores encontram retornos que variam de 10% a 22%, dependendo do método e do nível de escolaridade utilizado. Resende e Wyllie (2006) estimam a equação de Mincer para homens e mulheres, separadamente, utilizando o procedimento de Heckman e controlando por qualidade da educação. As taxas de retorno da educação no Brasil encontradas por eles variam de 12% a 27%, dependendo do método utilizado. Para que o coeficiente dos anos de escolaridade estimado através do modelo minceriano possa ser interpretado como a taxa de retorno da educação, algumas hipóteses são necessárias.[4] Moura (2007) testa duas para o Brasil e rejeita ambas.

Neste trabalho calculamos a TIR da educação, diretamente, como a taxa de retorno que iguala o valor presente dos custos de um ano a mais de educação ao valor presente dos benefícios deste ano adicional de estudo. Os primeiros estudos para o Brasil foram realizados na década de 1970 por Castro (1970) e Langoni (1974).

Castro analisa questões como o perfil dos salários, os custos da educação e, por último, a TIR da educação. O autor documenta que esta no Brasil, nos anos 1960, é extremamente elevada e que o investimento em educação deveria ser estimulado. Langoni desenvolve um trabalho no qual busca as origens do crescimento brasileiro. Ele calcula a TIR do investimento em capital fixo e em educação. Seus resultados indicam, assim como Castro, que a TIR da educação no Brasil, nos anos 1960 e 1970, era elevadíssima e que uma forma de a economia crescer mais seria uma realocação dos investimentos em direção à educação a qual fornecia rendimentos superiores aos em capital fixo.

O objetivo do presente artigo é calcular a taxa de retorno da educação no Brasil por meio da metodologia da TIR e, com isso, avaliar sua evolução nas últimas décadas. Para tanto, utilizamos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) entre 1980 e 2004, do Censo de 2000, da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) e do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Tais pesquisas fornecem-nos os elementos necessários para a obtenção da

4. Ver subseção 2.2.

TIR e dos custos privado e público da educação. Aqui difere-se de Moura (2007) em período de análise, foco e TIR estimada. Este enfatiza o teste das hipóteses que possibilitam a interpretação do coeficiente da regressão minceriana como TIR e os vieses obtidos com base naquele tipo de estimativa em relação à TIR privada de cada ciclo de estudo, para o período entre 1992 e 2004. Este artigo foca a evolução da TIR social da educação ao longo das últimas décadas e obtém essa taxa, em relação ao investimento público em educação, para cada ano adicional de estudo e para cada um dos ciclos de ensino (1ª a 4ª série do fundamental, 5ª a 8ª série do fundamental, ensino médio e ensino superior), no período entre 1981 e 2004. Além de permitir a análise da evolução da TIR da educação nas últimas décadas, aplica-se essa metodologia para mensurar a taxa de retorno da pré-escola. Conseqüentemente calculamos a TIR da educação relevante para a decisão de investimento público em educação frente ao emprego alternativo do recurso público.

Os resultados obtidos apontam que o investimento em educação continua extremamente rentável no Brasil. Apesar de os estudos de Castro e Langoni terem comprovado o elevado retorno do investimento em educação nas décadas de 1960 e 1970, as taxas de retorno em educação continuam extremamente elevadas no Brasil. Isto indica que o investimento em educação realizado nas últimas décadas não foi suficiente para acabar com a escassez relativa de capital humano, que propicia retornos tão elevados para o investimento em educação. Caso o Brasil tivesse realizado um investimento significativo nas década de 1970 e 1980, a TIR teria se reduzido em virtude de uma oferta maior de mão-de-obra qualificada.[5] Para a pré-escola, também obtivemos taxas de retorno superiores a 15% ao ano (a.a.), constituindo-se, portanto, em excelente investimento.

O presente artigo é organizado da seguinte forma: após esta introdução, apresenta-se a metodologia adotada no cálculo da TIR; na seção 3, descrevem-se os dados utilizados – com especial atenção ao perfil de salários ao longo do ciclo de vida e aos prêmios salariais da educação; na seção 4, apresentam-se os resultados obtidos para os cálculos da TIR; e, por último, segue a conclusão.

2 METODOLOGIA

A metodologia aplicada para calcular o retorno dos investimentos em educação será a mesma utilizada nos trabalhos de Mincer (1958), Schultz (1961) e Becker (1962), em que se calcula a TIR, ou seja, calcula-se a taxa de desconto que iguala o valor presente dos custos de educação com o valor presente de seus benefícios.

5. Esse resultado é significativo mesmo na presença do grande desemprego enfrentado por jovens com diploma superior. Isso ocorre porque a taxa de desemprego é menor entre os trabalhadores mais educados do que entre os com poucos anos de educação. Ou seja, a educação reduz a chance de desemprego e oferece um prêmio salarial.

Os benefícios são dados pelo diferencial de salários obtidos pelo ano extra de estudo. Os custos dividem-se em duas categorias distintas: os diretos e os indiretos. Aqueles são medidos pelo custo pecuniário de um ano a mais de estudo; os principais são mensalidades e material escolar. Estes são dados, principalmente, pelo custo de oportunidade do trabalho, ou seja, pelos salários que não foram recebidos.

Para que o cálculo da TIR seja possível, necessitamos saber o salário médio recebido pelos indivíduos, considerando-se os diferentes níveis de escolaridade e de experiência no trabalho.

2.1 Estimação dos salários

Para estimar os salários utilizados no cálculo da TIR, adota-se a hipótese de que a educação fornece uma mesma taxa de retorno independentemente de o indivíduo estar empregado ou não. A outra hipótese adotada é a de que a educação eleva a produtividade do agente tanto em atividades voltadas para o mercado de trabalho como naquelas voltadas para o trabalho em casa ou o lazer.

Na primeira hipótese, supõe-se que todo desemprego é voluntário. Dado que o desemprego involuntário é, provavelmente, maior entre as pessoas de menor qualificação, essa hipótese subestima a TIR da educação. A segunda supõe que a alocação de trabalho para o mercado, o trabalho doméstico e o lazer são fruto de um cálculo racional de sorte que na margem o valor do tempo será o mesmo em todos os seus usos. Conseqüentemente considera-se aqui o salário por hora de cada indivíduo. A medida de salário adotada é a seguinte:

$$w(h,e) = 40\sum_{i=1}^{N} \frac{p_i w_i(h,e)}{p_i H_i(h,e)} \tag{1}$$

em que $w_i(h, e)$ é o salário de um trabalhador com e anos de experiência e h anos de escolaridade; $H_i(h, e)$ é o total de horas trabalhadas por um indivíduo com h anos de escolaridade e e anos de experiência; N é o número de observações; e p_i é o peso da observação na amostra.

É importante ressaltar que a equação (1) não controla por atributos não-observáveis como habilidade, pois a preocupação aqui é obter a taxa de retorno média para a sociedade.[6]

2.2 A TIR para cada ano de educação

A TIR da educação é a taxa que iguala o valor presente dos custos de estudar um período a mais com o valor dos seus benefícios. No cálculo, o custo utilizado é

6. Assume-se que a habilidade está igualmente dividida na sociedade. Em geral, os agentes que estudam mais são os com maior potencial, pois ocorre uma auto-seleção. Entretanto neste estudo não estamos controlando por esse efeito.

o por aluno a.a., mais o custo de oportunidade; e o benefício, o diferencial de salário oferecido por um ano a mais de estudo.

A TIR de adquirir um ano a mais de educação quando se tem h anos de escolaridade, r_h, é dada pela expressão abaixo:

$$w(h,0)+C(h+1)=\sum_{i=h+1}^{T}\frac{w(h+1,i-(h+1))-w(h,i-(h))}{(1+r_h)^{(i-h)}} \qquad (2)$$

onde o custo de estudar é dado pelos custos pecuniários (a soma da mensalidade da escola com outros gastos associados ao estudo, como, por exemplo, aquisição de material escolar), $C(h+1)$, e pelo custo de oportunidade do tempo, $w(h, 0)$. A TIR de elevar o nível educacional de h anos de escolaridade para $h + 1$ é representada por r_h.

A literatura que estima as taxas de retorno da educação calcula o retorno através da equação de Mincer. Nessa metodologia: utiliza-se o logaritmo dos salários como variável dependente; controla-se por diversos fatores;[7] e o coeficiente estimado para a variável que mede os anos de educação é interpretado como a taxa de retorno da educação.[8] Entretanto, para que essa interpretação esteja correta, necessitam-se diversas hipóteses adicionais. São elas: *a*) não existirem custos pecuniários; *b*) possuírem os agentes o mesmo horizonte de vida produtiva independentemente dos anos de educação; e *c*) separação entre experiência e anos de estudo.[9] Moura (2007) testou e rejeitou as duas últimas hipóteses. Dessa forma, o uso da TIR é a melhor forma de estimar os retornos da educação.

Uma forma simples de mostrar essa equivalência é supor, na equação 2, que os agentes vivem para sempre e nunca se retiram do mercado de trabalho (isto é, supor que $T=\infty$), que não há custos pecuniários (isto é, $C(h + 1) = 0$) e que o salário não se altera ao longo do ciclo de vida. Resolvendo a soma em (2) com essas hipóteses, segue:[10]

$$r_h=\frac{w(h+1)-w(h)}{w(h)}\cong \ln\frac{w(h+1)}{w(h)}$$

em que a TIR é igual ao prêmio de salário do ano a mais de educação.

7. Sexo, raça, experiência, possuir carteira e ser funcionário público são alguns dos controles que são utilizados.

8. Isto é, estima-se $\ln w(h)=\alpha+\beta h+controles+\varepsilon$. Conseqüentemente $\ln\frac{w(h)}{w(h-1)}=\beta$.

9. Mincer (1974) adotou uma hipótese ainda mais restritiva, que é a linearidade dos retornos dos anos de estudo. Essa hipótese também é rejeitada em Moura (2007).

10. Utilizando as hipóteses acima descritas, temos: $w(h)=\sum_{i=1}^{\infty}\frac{w(h+1)-w(h)}{(1+r_h)^i}$. Como os salários não dependem da experiência, o numerador é uma constante, e o termo da direita uma soma de uma progressão geométrica. Logo, temos: $w(h)=\frac{w(h+1)-w(h)}{1+r_h}\frac{1}{1-\frac{1}{1+r_h}}$. Resolvendo esta equação chegamos à equação do texto.

É importante ressaltar que a idade máxima, T, até onde consideraremos o ganho do diferencial de salário, afeta o cálculo da taxa de retorno da educação. Quanto mais tempo o indivíduo trabalhar, maior será a taxa de retorno.[11]

Quando incluirmos nos custos pecuniários todos os custos sociais da educação, inclusive os gastos do setor público em prover educação pública, e se o ganho de salário refletir ganhos de produtividade do trabalhador na ausência de outras externalidades, r_h é a TIR social.

2.3 A TIR para cada ciclo de educação

Outra possibilidade é o cálculo da TIR para cada ciclo completo de educação. Esses ciclos seriam: *a*) primário, que vai da 1ª à 4ª série do ensino fundamental (0 a 4 anos de estudo); *b*) ginásio, que vai da 5ª até a 8ª série do ensino fundamental (5 a 8 anos de estudo); *c*) ensino médio, que engloba a 1ª, a 2ª e a 3ª séries do 2º grau (9 a 11 anos de estudo); e *d*) superior, que se refere ao curso superior (12 a 15 anos de estudo).

A forma de cálculo dessa taxa é similar à anterior, com a diferença de que, agora, os custos são pagos por um período maior e o investimento em educação só começa a dar retorno (um salário mais elevado) alguns anos depois. Assim, a TIR do *c*-ésimo ciclo completo é a taxa de desconto r_c que soluciona a seguinte expressão:

$$\sum_{e=1}^{T_c} \frac{w\left(h_{c-1}, e-1\right) + C\left(h_{c-1} + e\right)}{\left(1+r_c\right)^{e-1}} = \sum_{e=T_c}^{E+T_c} \frac{w\left(h_c, e-T_c\right) - w\left(h_{c-1}, e\right)}{\left(1+r_c\right)^{e}} \tag{3}$$

onde, $w\ (h_c,\ e)$ é o salário de um indivíduo com e anos de experiência e h anos de escolaridade, T_c é o tempo para completar o *c*-ésimo ciclo e h_c é a escolaridade do indivíduo que completou o *c*-ésimo ciclo (4, 8, 11 e 15 anos de escolaridade). O custo de oportunidade é o salário do qual o agente abre mão, e este se eleva a cada período pelo ganho de experiência. A partir do fim do ciclo, cada indivíduo passa a ser beneficiado pelo diferencial dos anos a mais de estudo.

2.4 A TIR da pré-escola

A dificuldade com o cálculo da TIR do pré-escolar é que a única função desse ciclo é preparar o aluno para que tenha um melhor desempenho nos demais ciclos. A pré-escola não tem um impacto direto sobre a produtividade do trabalhador. Entretanto ela pode ser considerada um insumo intermediário para o aprendizado, o que potencialmente eleva a produtividade do indivíduo. Há evidência de que a pré-escola tem um impacto significativo na manutenção do aluno por

11. Devido à taxa de desconto, esse ganho decresce para cada ano extra de trabalho adicionado.

um período a mais ou um ciclo a mais na escola. Menezes-Filho e Curi (2006) calculam essa probabilidade e mostram que existe um prêmio de salário associado à pré-escola.

O custo de freqüentar a pré-escola é somente o gasto pecuniário, uma vez que indivíduos em idade pré-escolar não possuem o custo de oportunidade de trabalhar. O benefício em freqüentar a pré-escola ocorre de duas formas, como já reportado: o prolongamento do número de anos de estudo e a existência de um prêmio de salário para quem estudou na pré-escola.

As seguintes hipóteses são adotadas: *a*) a pré-escola eleva a probabilidade de o aluno completar o *c*-ésimo ciclo, sob a condição de ter terminado o ciclo de ordem $c-1$ em d_c ; $c = 1$ indica o ciclo primário; $c = 2$, o ginásio; $c = 3$, o ensino médio; e $c = 4$, o ciclo superior; e *b*) a pré-escola melhora a qualidade da educação, isto é, seja $\tilde{w}(h_c, e) > w(h_c, e)$ em que $\tilde{w}(h_c, e)$ é o salário de um indivíduo com *e* anos de experiência e *h* anos de escolaridade que freqüentou a pré-escola, enquanto $w(h_c, e)$ é o salário de um indivíduo com *e* anos de experiência e *h* anos de escolaridade que não a freqüentou.

Com base na taxa de retorno de um ciclo completo, podemos aplicar na pré-escola a metodologia da TIR no cálculo da taxa de retorno pré-escolar. A taxa de retorno da pré-escola será medida pelo impacto da pré-escola em aumentar tanto a probabilidade de um indivíduo progredir um ciclo a mais quanto a renda do trabalho para uma dada escolaridade, ou seja, o prêmio salarial daqueles que freqüentaram a pré-escola. Suponhamos que, na ausência da pré-escola, este indivíduo pare de estudar no $c-1$-ésimo ciclo, com probabilidade q_{c-1}. Nesse caso, dois eventos podem ocorrer: a pré-escola pode fazer com que o indivíduo, em vez de parar no $c-1$-ésimo ciclo, pare no *c*-ésimo ciclo, evento com probabilidade d_c ou, com probabilidade $1-d_c$, ele pode manter-se no $c-1$-ésimo ciclo, mas com uma produtividade maior. Por construção, $\sum_{c=1}^{5} q_{c-1} = 1$. A TIR da pré-escola é a taxa de desconto *r* que soluciona a expressão a seguir:

$$0 = \sum_{c=1}^{4} \frac{q_{c-1} d_c}{(1+r)^{H_c}} \times \left[\sum_{e=T_c}^{E+T_c} \frac{\tilde{w}(h_c, e-T_c) - w(h_{c-1}, e)}{(1+r)^e} - \right.$$
$$\left. - \sum_{e=1}^{T_c} \frac{w(h_{c-1}, e-1) - C(h_{c-1} + e)}{(1+r)^{e-1}} \right] + \sum_{c=1}^{4} \frac{q_{c-1}(1-d_c)}{(1+r)^{H_c}} \times$$
$$\times \left[\sum_{e=T_c}^{E+T_c} \frac{\tilde{w}(h_c, e-T_c) - w(h_c, e-T_c)}{(1+r)^e} \right] - \sum_{e=1}^{T_0} \frac{C(h)}{(1+r)^{e-1}} \qquad (4)$$

em que H_c é o tempo que transcorreu entre a entrada do estudante na pré-escola e o ano imediatamente anterior ao início do c-ésimo ciclo. Isto é,

$$H_c = T_0 + T_1 + \ldots + T_{c-1} = \sum_{j=0}^{c-1} T_c$$

em que T_0 é o tempo de duração, em anos, da pré-escola.[12]

Para possibilitar a implementação desse método, necessitamos saber: a probabilidade de um indivíduo que não fez a pré-escola abandonar a escola após completar o $c-1$-ésimo ciclo, q_c; a probabilidade condicional, d_c, de ele completar o próximo ciclo, dado que freqüentou a pré-escola; e o prêmio salarial de ter freqüentado a pré-escola. A probabilidade q_c foi obtida diretamente com a utilização de dados da Pnad de cada ano. As estimativas de d_c e dos prêmios de salário foram obtidas de Menezes-Filho e Curi (2006).

3 DADOS

3.1 Fontes

A principal base de dados que será utilizada para o cálculo dos diferenciais de salários por nível de escolaridade e experiência é a Pnad, que foi implantada inicialmente em 1967. Ela possui um questionário que investiga diversas características socioeconômicas e demográficas da população, tais como: idade, cor, educação, trabalho, habitação, migração, fecundidade, nupcialidade, entre outras.

Dentre as diversas variáveis disponíveis, utilizamos as informações sobre sexo, idade, renda total do trabalho, número total de horas trabalhadas, anos de escolaridade. Analisamos também o peso de cada observação na amostra. Ele é importante, porque torna o conjunto das observações representativo do país. O período de análise engloba todas as Pnads disponíveis desde 1981 até 2004. Para o ano 2000, utiliza-se o Censo Demográfico de 2000, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A análise é realizada para indivíduos do sexo masculino que não estudam. Essa seleção foi feita, porque a participação feminina no mercado de trabalho ainda é baixa, o que faz com que a TIR da mulher seja viesada para baixo.[13] Além disso, torna a análise compatível com a literatura que, normalmente, utiliza somente homens que não estudam.

---

12. A duração da pré-escola é de três anos, ou seja, $T_0 = 3$.

13. Neste estudo supõe-se que parcela significativa dos ganhos de produtividade da educação ocorre nas atividades domésticas. A inclusão das mulheres no estudo subestimaria – devido à maior participação feminina no trabalho doméstico – a TIR da educação, já que não observamos o número de horas trabalhadas em casa.

Os dados de custos diretos da educação foram obtidos junto ao Inep e fornecem o custo por aluno a.a. para os diferentes ciclos de educação: fundamental (primário e ginásio), ensino médio e superior. Esses dados estavam disponíveis para o período de 1996 até 2002. Dessa forma, eles não fornecem o custo direto da educação para todos os anos, informação fundamental para o cálculo da TIR. Logo, para realizar o cálculo da TIR, tivemos que supor a seguinte hipótese: para o cálculo da TIR dos anos que antecedem 1996, os valores dos salários foram colocados em reais de 1996, e, para anos posteriores a 2002, os salários foram descontados para reais de 2002. Assim, todas as informações estavam disponíveis para o mesmo ano.[14]

Os custos do Inep retratam os gastos públicos com educação. Para que pudéssemos ter uma idéia das diferenças entre os custos público e privado, calculamos o gasto privado, usando a POF e os dados utilizados pela Fundação Getulio Vargas (FGV) no cálculo do Índice de Preços ao Consumidor (IPC).

3.2 Perfil e prêmio de salário

Como exposto na seção anterior, os salários por anos de educação foram estimados, controlando-se por experiência e horas de trabalho.[15] O controle por hora é importante, porque indica que o indivíduo valoriza o lazer e o trabalho doméstico tanto quanto o trabalho para o mercado, pois realiza essa decisão na margem. A média dos salários-hora foi computada para cada observação da amostra ponderada pelo seu peso. Ela é calculada com base na equação (1).

O gráfico 1 apresenta, para diversos anos de escolaridade e para o ano de 2002, o perfil de salários, isto é, como evolui a remuneração do trabalho ao longo do ciclo de vida de um indivíduo.

Como indicado nesse gráfico, o salário cresce ao longo do ciclo de vida do trabalhador. Para alguns níveis de educação (15, 11 e nenhum ano de estudo), a partir de certo ponto, o salário começa a cair. Ou seja, o perfil desses salários corresponde a um "U" invertido, crescendo no começo da vida produtiva e decrescendo em seguida. A inversão dessa trajetória pode ser interpretada como uma depreciação do conhecimento, a partir de certo ponto.

Observa-se também uma oscilação substancial do salário em relação aos anos de experiência (medidos no eixo horizontal). Isso se deve ao fato de que, com a divisão em 61 níveis de experiência e em 16 de educação, ocorre uma redução do número de observações por célula (61 x 16 = 976), o que ocasiona essa elevada

14. Essa hipótese assume que não houve qualquer variação de gastos reais com o custo direto da educação antes de 1996 e depois de 2002.

15. A equação (1) foi calculada com a utilização do programa STATA.

volatilidade.[16] O gráfico 2 repete o gráfico 1 para dados do Censo de 2000. Note-se que, devido à maior estatística, os perfis de salário são mais suaves.

GRÁFICO 1
Perfil dos salários por ano de educação e experiência em 2002
(Em R$)

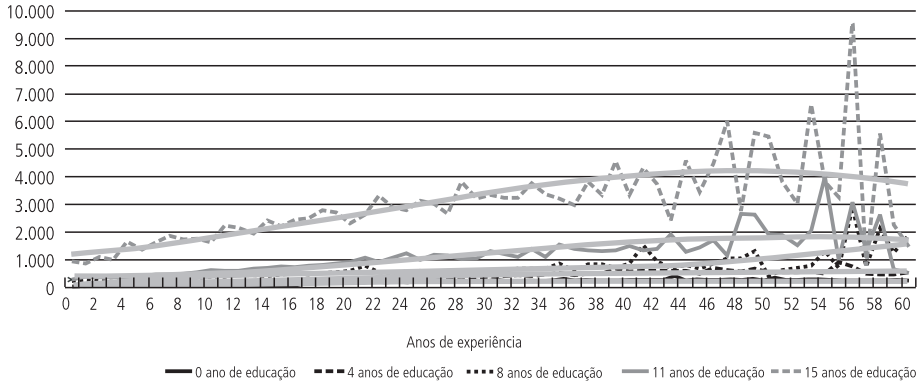
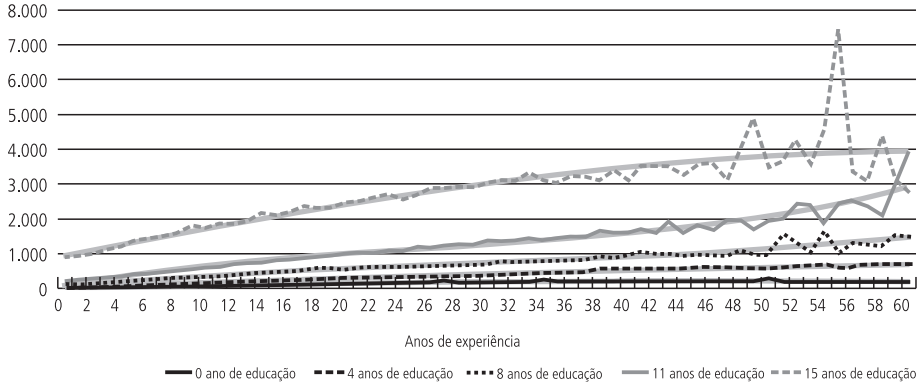


GRÁFICO 2
Perfil dos salários por ano de educação e experiência em 2000
(Em R$)



Com os dados do Censo de 2000, o perfil salarial apresenta-se na forma de "U" invertido somente para os indivíduos com zero ano de educação. Para aqueles com primário e ginásio, o perfil é quase linear, e cresce à medida que a experiência aumenta. O perfil salarial daqueles com ensino médio e superior apresenta crescimento a taxas decrescentes com os anos de experiência. A inclinação das curvas de salários se eleva com os anos de educação. Esse fato reflete uma complementaridade

16. Essa grande dispersão possui baixo impacto nas estimativas da TIR, pois ocorre somente nos últimos níveis de experiência, que possuem baixo peso no cálculo ou não são utilizados. Não foi utilizada nenhuma técnica de suavização, pois são arbitrárias e por ser o impacto dessa grande dispersão pequeno, pois ocorre na cauda da amostra.

maior entre educação e anos de experiência no início da vida produtiva, observados através de uma expansão mais rápida dos salários.[17]

A tabela 1 apresenta o prêmio de salário associado aos diversos ciclos educacionais, calculado da seguinte forma:[18]

$$\text{Prêmio}_c = \left(1 + \frac{w(c) - w(c-1)}{w(c-1)}\right)^{\frac{1}{c}} - 1 \qquad (5)$$

em que $w(c)$ é o salário médio dos trabalhadores com o c-ésimo ciclo completo.

Nota-se que há um ganho salarial substancial associado a completar um ciclo adicional. Os maiores prêmios de salário ocorrem no ensino superior, que chegam a atingir mais de 33% a.a., em 2004. A tabela documenta, portanto, um fato bastante conhecido no Brasil, que é o grande prêmio salarial recebido por aqueles com mais anos de educação.

É importante destacar os prêmios de salário recebidos por aqueles que estudam até completar determinado ciclo, representados nas últimas quatro linhas da tabela 1. O prêmio recebido para os que completaram o primário é superior a 11% a.a. O prêmio por completar o ginásio é maior do que o do primário e inferior ao do ensino médio. O prêmio de salário para os trabalhadores com superior completo é até duas vezes maior que o do ensino médio. Esses resultados reforçam ainda mais os elevados prêmios de salário no Brasil.

TABELA 1
Prêmio salarial de ciclos completos com 30 anos de trabalho
(Em %)

Escolaridade	1981	1985	1990	1996	2001	2004
0 a 4	15,0	16,2	14,1	13,5	11,7	11,9
4 a 8	17,0	17,2	20,9	16,6	15,1	14,9
8 a 11	24,1	23,7	21,4	17,2	16,7	16,4
11 a 15	24,1	25,1	22,7	26,5	33,3	32,8
0 a 4	15,0	16,2	14,1	13,5	11,7	11,9
0 a 8	16,0	16,7	17,5	15,0	13,4	13,4
0 a 11	18,2	18,5	18,5	15,6	14,3	14,2
0 a 15	19,7	20,2	19,6	18,4	19,1	18,9

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da Pnad.

Nota: O item 0 a 4 representa o prêmio salarial entre uma pessoa que completou a 4ª série do ensino fundamental e outra que não freqüentou a escola.

17. O mesmo perfil se verifica quando analisamos o gráfico do log dos salários, só que atenuado.

18. O apêndice contém tabelas com todos os anos estudados.

A tabela 2 apresenta o prêmio de salário médio para cada ano extra de educação, ao longo de diferentes períodos de tempo de trabalho: 30, 40 e 50 anos.

Uma vez mais se observa que a educação é altamente valorizada no mercado de trabalho. Destaca-se ainda o "efeito diploma", refletido em prêmios salariais mais elevados para os anos de educação em que se completam os ciclos, quando comparados com os anos anteriores no ciclo. Tal efeito pode ser observado para todos os ciclos nos anos 4, 8, 11 e 15.

TABELA 2
Prêmio de salário médio
(Em %)

Escolaridade	30 anos	40 anos	50 anos
1	4,8	7,4	10,7
2	14,4	14,1	14,4
3	13,7	15,1	16,2
4	17,8	21,1	23,7
5	21,1	16,9	12,7
6	13,5	14,9	16,2
7	13,7	13,6	12,0
8	20,0	19,4	21,8
9	9,5	4,7	–2,3
10	18,6	21,0	22,4
11	31,6	34,3	44,1
12	42,0	29,9	19,6
13	22,4	20,3	20,9
14	10,5	14,9	15,0
15	45,2	48,0	55,8
0 a 4	12,1	14,0	15,7
4 a 8	17,1	16,3	15,6
8 a 11	20,4	19,6	18,9
11 a 15	28,0	26,5	25,6
0 a 4	12,1	14,0	15,7
0 a 8	14,5	15,1	15,6
0 a 11	16,2	16,4	16,5
0 a 15	19,0	18,8	18,6

Fonte: Elaboração própria, utilizando dados da Pnad.

Nota: As primeiras 15 linhas representam o prêmio salarial de cada ano adicional de estudo. O item 0 a 4 representa o prêmio salarial entre uma pessoa que completou a 4ª série do ensino fundamental e outra que não freqüentou a escola.

3.3 Custos por aluno

Para o cálculo do custo por aluno, precisamos de informações dos diversos gastos com educação. Primeiramente, necessitamos das despesas com professores, luz,

água e funcionários. Em seguida, é necessário conhecer o valor dos ativos imobilizados utilizados na educação, ou seja, o valor dos edifícios e outros ativos que sejam empregados na geração do serviço educacional.

Os dados do Inep referem-se aos gastos públicos com educação abrangendo as três esferas administrativas: municipal, estadual e federal. Os dados municipais são obtidos através de uma análise amostral ampliada pelo método de regressão linear;[19] os estaduais, diretamente dos balanços analíticos anuais de todos os estados da federação; finalmente, os federais, dos sistemas de lançamentos contábeis e acompanhamento financeiro – Sistema Integrado de Administração Financeira (Siafi) – e de elaboração e acompanhamento da execução orçamentária – Sistema Integrado de Dados Orçamentários (Sidor).[20]

Os dados fornecem o custo total e por estudante. Os gastos com educação estão divididos em: gastos com educação fundamental, média e superior. Estão desagregados por estados e regiões do país, além de conterem informações sobre qual unidade da federação (UF) efetuou os gastos. Infelizmente, esse cálculo foi realizado apenas com a utilização de gastos correntes, ou seja, sem considerar o custo de oportunidade do capital. No entanto, dado que o setor educacional é muito trabalho-intensivo, a subestimativa do custo não deve ser muito elevada.[21]

Com relação aos custos, por aluno, do Inep, percebe-se a grande disparidade de gastos entre o nível superior e os demais. O aluno com curso superior chega a custar quase dez vezes mais que um aluno em qualquer outro ciclo. Entretanto, nessa medida, não temos como dissociar o montante do custo do aluno superior que é gasto com ensino superior do que é gasto com pesquisa, por exemplo. Assim, essa despesa nos parece um limite superior aos gastos em educação universitária pelo governo. Outro aspecto importante é que o custo do aluno de pré-escola é superior ao dos ensinos fundamental (primário e ginásio) e médio. Como as turmas de pré-escola são em geral pequenas, o custo por aluno se eleva.[22]

Para obter estimativas de gastos privados com a educação, recorremos a duas fontes distintas: dados de mensalidades utilizados no cálculo do IPC e dados da POF. A tabela 3 reporta os custos para os diferentes ciclos para o ano de 1996. Os gastos da POF com ensino fundamental e médio parecem bastante baixos, quando

19. Para uma melhor compreensão do método, consultar Almeida (2001).

20. Para mais detalhes sobre a forma de cálculo dos gastos por aluno do Inep, os autores sugerem Almeida (2001).

21. A participação do capital na renda do setor educacional nos Estados Unidos é de 7% (ver BEA, s/d).

22. Os custos por aluno do superior já descontam os gastos com os hospitais universitários. O custo por aluno não separa o gasto com ensino daquele com pesquisa, o que estaria superestimando o custo por aluno. Por outro lado, tal custo não inclui o pagamento com aposentados e pensionistas, o que subestima o custo. Dessa forma, não é possível determinar se o custo por aluno do ensino superior é maior ou menor do que o reportado.

comparados com os medidos com os dados do IPC. Entretanto acreditamos que esses custos médios são mais representativos dos gastos privados do que os do IPC, pois este possui poucas observações e seus dados são, em geral, viesados por instituições de ensino de melhor qualidade e localizadas em áreas mais nobres das cidades, o que superestima os custos médios.

TABELA 3
Custos de educação – 1996
(Em R$ de 1996)

	Pré-escola	Fundamental	Médio	Superior
Inep	725	577	627	6.686
POF	376	523	862	2.604
IPC	2.719	2.132	2.710	3.535

Fonte: Elaboração própria utilizando dados do Inep, da POF e do IPC

4 RESULTADOS

Esta seção apresenta os valores para as TIRs da educação no Brasil.[23] Os resultados confirmam a idéia de que a educação continua sendo um investimento extremamente rentável em vista das elevadíssimas taxas observadas nas últimas décadas. Como a TIR calculada para cada ano de educação é bastante volátil, os resultados aqui apresentados priorizam as taxas de retorno obtidas para cada ciclo completo. Inicialmente apresenta-se a TIR média para cada ano de educação, tomando-se a média ao longo dos anos estudados de 1981 até 2004, com exceção do ano de 1991.

4.1 TIR média

Na tabela 4, a equação (2) foi utilizada para o cálculo da TIR de cada ano de estudo (de 1 a 15 anos de estudo). No cálculo da TIR obtida para os ciclos completos (últimas oito linhas), foi utilizada a equação (3).

A TIR média foi obtida através da média aritmética de todas as TIRs obtidas. Como se pode observar na tabela 4, estas são bastante elevadas. As taxas de retorno médias indicam que o investimento em educação no Brasil possui um elevado retorno. A menor taxa de retorno ocorre no primeiro ano de estudo e é igual a 9,2%. As demais, estão acima desse patamar, o que indica um grande incentivo ao investimento em educação.

A tabela 4 aponta a existência do chamado "efeito diploma", que aparece na forma de um retorno maior para o ano de educação em que se completa um ciclo

23. Para o cálculo da TIR, empregou-se o programa Matemática.

(em relação ao ano anterior), ou seja, para o quarto, oitavo, décimo primeiro e décimo quinto anos de estudo.

TABELA 4
TIR média
(Em %)

Escolaridade	30 anos	40 anos	50 anos
1	9,2	11,4	12,0
2	18,7	18,4	19,1
3	20,9	20,9	21,2
4	25,1	25,7	25,9
5	27,0	27,3	27,4
6	10,7	11,8	12,2
7	13,7	14,6	15,0
8	23,5	23,9	23,9
9	17,9	10,8	14,0
10	17,2	16,0	17,2
11	21,6	28,8	25,6
12	16,9	9,7	4,4
13	14,2	15,0	14,9
14	18,0	18,3	18,2
15	19,5	19,4	20,7
0 a 4	15,9	16,4	16,5
4 a 8	13,7	14,2	14,4
8 a 11	18,9	19,1	19,1
11 a 15	16,1	16,3	16,4
0 a 4	15,9	16,4	16,5
0 a 8	13,5	14,7	14,8
0 a 11	15,0	15,3	15,5
0 a 15	15,7	15,9	16,0

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da Pnad e do Inep.

Nota: As primeiras 15 linhas representam a TIR de cada ano adicional de estudo. O item 0 a 4 representa a TIR de completar a 4ª série do ensino fundamental em relação a estudar zero ano.

As taxas de retorno médias por cada ciclo de educação também são extremamente elevadas e são de 13,7% para o ginásio, e de 19,1% para o ensino médio. A taxa de retorno em educação no Brasil fornece um retorno superior à taxa pela qual o governo brasileiro se financia, que se encontra na faixa dos 10% reais a.a. e em uma trajetória descendente. Tal fato é mais uma evidência de que o país pode obter grandes ganhos com a elevação nos investimento em educação.

É importante observar que, embora o prêmio salarial seja superior para aqueles que completam o ginásio, em relação àqueles que completam o primário, a taxa

de retorno desses últimos é superior, pois não trabalham e não incorrem no custo de oportunidade da perda do salário.

Outro ponto importante decorre do fato de que, a despeito de o número de anos que o indivíduo trabalha ser 30, 40 ou 50 anos, a TIR varia muito pouco.

4.2 TIR por ciclos

Como a TIR apresenta uma elevada oscilação de ano para ano, nesta subseção faremos uma análise temporal de seu comportamento para os ciclos. A tabela 5 assinala que, apesar de a TIR na educação se manter extremamente elevada, ela apresentou queda para o primário entre 1981 e 2004. A taxa, que inicialmente se encontrava acima dos 15%, chegando a um pico de 23% em 1989, sofre forte queda na década de 1990. Essa redução pode ser explicada pela diminuição do prêmio salarial nesse mesmo período devido a um aumento da oferta de mão-de-obra com primário completo e a uma queda da demanda por trabalhadores pouco qualificados, fruto da revolução tecnológica da economia da informação iniciada na década passada (Menezes-Filho; Fernandes; Picchetti, 2003).

A TIR do ginásio aumentou entre 1981 e 1987, quando atinge seu pico com 17,8%. A partir daí, ela sofre uma queda e chega a 14,8%, sendo superior à taxa de 13,1% de 1981. A TIR do ensino médio reduziu-se, entre 1981 e 2004, de 20,2% para 13,9%. Mesmo assim, ela ainda mantém elevada a atratividade do investimento no ensino médio.

Por último, vemos um decrescimento na TIR do ensino superior que cai de 16,9% em 1981 para 13,8% em 2004. Essa taxa era superior na década de 1980, quando chegou a atingir 20%. O resultado é esperado, pois observou-se uma

TABELA 5
TIR de ciclos completos com 30 anos de trabalho
(Em %)

Escolaridade	1981	1985	1990	1996	2001	2004
0 a 4	17,4	23,7	16,5	16,0	12,1	9,8
4 a 8	13,1	11,0	13,3	10,4	12,4	14,8
8 a 11	20,2	21,5	29,7	14,4	14,3	13,9
11 a 15	16,9	15,5	15,1	12,9	14,5	13,8
0 a 4	17,4	23,7	16,5	16,0	12,1	9,8
0 a 8	15,1	14,9	14,8	13,6	12,4	13,2
0 a 11	16,6	16,8	18,0	14,0	13,1	14,4
0 a 15	16,8	16,3	16,7	13,8	13,9	14,4

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da Pnad e do Inep.

Nota: O item 0 a 4 representa a TIR de completar a 4ª série do ensino fundamental em relação a estudar zero ano.

grande expansão da rede privada de ensino universitário no Brasil recentemente.[24] Essa expansão é resultado da percepção, por parte da população, dos elevados retornos do ensino superior e do conseqüente desejo de pagar para obter esse nível de instrução, dados os elevados retornos.

Os resultados descritos documentam o elevado retorno da educação para os diversos ciclos. As últimas quatro linhas da tabela mostram o retorno desde o momento em que se inicia o estudo até o ingresso no mercado de trabalho. Observa-se que a TIR para os que estudam somente até o primário, em torno de 10%, é um pouco inferior em comparação com quem estuda 8, 11 ou 15 anos, em torno de 14%. Com isso, apesar das diferenças de taxa de retorno entre os ciclos, as TIRs para indivíduos que estudam continuamente até o fim de cada ciclo são bastante parecidas.

Como se pode perceber pela tabela 5, apesar de a TIR ter caído para a maioria dos ciclos, esta manteve-se bastante elevada, assim como sua atratividade como investimento, apesar da volatilidade. Pode-se perceber que a taxa de retorno mais baixa ainda é elevada. Dessa forma, mesmo considerando-se a volatilidade na análise, o investimento em educação continua bastante atrativo.

A tabela 6 apresenta paralelamente a evolução do prêmio de salário e da TIR. O prêmio de salário é uma média geométrica ao longo de 30 anos, que fornece o mesmo peso para todas as observações de prêmio de salário no período. A TIR leva em consideração não somente os custos envolvidos na educação, como também o perfil de salários. Ou seja, no prêmio salarial, a existência de um grande diferencial de salário hoje ou em 30 anos possui o mesmo impacto. No cálculo da TIR, um prêmio salarial daqui a 30 anos possui um reduzido impacto devido ao baixo valor presente.

É interessante observar que a TIR sobe junto com o prêmio de salário para o ciclo do primário. Nesse ciclo, não existe custo de oportunidade do trabalho, o que faz com que o prêmio de salário seja somente um benefício.[25] Pode-se perceber também que, apesar da queda do prêmio de salário daqueles que completam o ginásio entre 1981 e 2004, a TIR do ginásio eleva-se nesse período, o que pode ser explicado pelo fato de que o custo de oportunidade dos salários é um dos principais custos de se estudar, quando se encontra no ginásio. Logo, quando este cai, o retorno da educação se eleva. Como se pode perceber, não existe uma relação clara entre prêmio de salário e TIR, pois existem duas forças atuando simultaneamente: os benefícios dados pelo diferencial de salário e o custo de oportunidade de não trabalhar para estudar.

24. Maduro (2007) com dados do Anuário Estatístico do Brasil (AEB) até 1998 e do Inep de 2000 a 2005 mostra a evolução das taxas de matrícula no superior. Em 1960 era de 1,4%, em 1969 de 4,5%, de 1981 até 1990 de 11%, em 2000 de 16,25% e em 2004 de 23%.

25. O custo de oportunidade do trabalho é igual a zero, pois os agentes estão com idade em que ainda não trabalham.

Calculamos dois prêmios de salários diferentes. Para o primeiro, computamos a média geométrica, ao longo do ciclo de vida, do salário para uma dada escolaridade. Para o segundo, tomamos a média amostral para cada ano de educação. Esses dois prêmios possuem uma elevada correlação de quase 99%.

A TIR e essas duas medidas possuem uma correlação negativa (praticamente nula), quando utilizados todos os anos e estimativas de prêmios de salários e taxas de retorno. Em virtude dessa inesperada situação, calculamos a correlação entre a TIR e os custos e entre os custos e os prêmios de salário. Como os custos são positivamente correlacionados com a TIR, acreditamos que a correlação negativa obtida entre prêmios e TIR se deve ao fato de o salário ser um componente bastante importante do custo total e de que quanto maior ele seja na análise de ano para ano, menor será a TIR. Entretanto, como se pode observar na tabela 6, o mesmo não ocorre na análise dos ciclos, pois o diferencial de salários é positivamente correlacionado com a TIR. Isso ocorre porque o custo de oportunidade associado a um ciclo a mais de estudo é relativamente menos significativo do que o grande diferencial de salário. O fato de esse prêmio ser elevado não afeta diretamente os custos.

TABELA 6
Ciclos completos com 30 anos de trabalho
(Em %)

Escolaridade		1981	1985	1990	1996	2001	2004
0 a 4	TIR	17,4	23,7	16,5	16,0	12,1	9,8
	Prêmio	15,0	16,2	14,1	13,5	11,7	11,9
4 a 8	TIR	13,1	11,0	13,3	10,4	12,4	14,8
	Prêmio	17,0	17,2	20,9	16,6	15,1	14,9
8 a 11	TIR	20,2	21,5	29,7	14,4	14,3	13,9
	Prêmio	24,1	23,7	21,4	17,2	16,7	16,4
11 a 15	TIR	16,9	15,5	15,1	12,9	14,5	13,8
	Prêmio	24,1	25,1	22,7	26,5	33,3	32,8

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da Pnad e do Inep.

Nota: O item 0 a 4 representa completar a 4ª série do ensino fundamental em relação a estudar zero ano.

Para melhor entender os resultados, construímos algumas estatísticas, representadas na tabela 7.

TABELA 7
Correlação entre variáveis

Prêmio médio e prêmio 40 anos	0,99
TIR e prêmio médio	–0,03
TIR e prêmio 40 anos	–0,02
TIR e custos	–0,12
Custos e prêmio médio	0,39
Custos e prêmio 40 anos	0,37
Correlação prêmio e TIR	
Ano a ano	–0,02
Ciclos	0,12
0 a 4	0,84
4 a 8	0,59
8 a 11	0,59
11 a 15	0,19

Fonte: Elaboração própria.

4.3 TIR da pré-escola

Uma das principais contribuições do presente artigo reside nesta subseção, onde calculamos a TIR da pré-escola, cálculo não realizado na literatura.

Para implementação do cálculo que utiliza a equação (4), necessitamos definir os parâmetros, a probabilidade condicional de se completar o próximo ciclo, dado que se freqüentou a pré-escola, e o diferencial de salários entre aqueles que a freqüentaram e os que não a freqüentaram.[26] Assim sendo, a tabela 8 reporta os valores estimados por Menezes-Filho e Curi (2006).

Os resultados apontam que o investimento em pré-escola é ainda mais atrativo do que nos outros níveis, com taxas de retorno de pelo menos 15,7%, como se pode observar na tabela 9.

TABELA 8
Probabilidade adicional de completar o próximo ciclo, tendo feito a pré-escola

Próximo ciclo			
1ª a 4ª série do ensino fundamental	5ª a 8ª série do ensino fundamental	Ensino médio	Ensino superior
0,048	0,1594	0,1854	0,1125
Aumento de salário por ter feito a pré-escola			
Condicional aos anos de estudo		Não-condicional	
0,1634		0,27	

Fonte: Menezes-Filho e Curi (2006).

26. A probabilidade de abandonar a escola antes de se completar o ciclo é dada no apêndice.

TABELA 9
TIR da pré-escola – 1996-2004
(Em %)

Anos de trabalho	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
30	17,4	17,0	16,5	16,0	16,0	16,0	15,7	16,9	17,1
40	17,5	17,1	16,6	16,2	16,2	16,2	15,9	17,0	17,2
50	17,5	17,1	16,7	16,2	16,2	16,2	15,9	17,0	17,2

Fonte: Elaboração própria.

Esse resultado sugere que o período pré-escolar pode ser de extrema importância na formação dos indivíduos. É importante ressaltar que essa aplicação da TIR leva em consideração o fato de que crianças que freqüentam a pré-escola possuem uma probabilidade maior de completar o próximo ciclo escolar do que as que não a freqüentam. E mais, elas recebem ao longo da vida um diferencial positivo de salário, ou seja, existe um prêmio de salário pelo fato de se ter freqüentado a pré-escola. Essas duas evidências foram reportadas no trabalho de Menezes-Filho e Curi (2006).

A tabela 9 traduz a necessidade e os incentivos para uma política maciça de investimento pré-escolar.

4.4 Comparação com Langoni

Uma vez que um dos objetivos deste trabalho é realizar uma atualização dos resultados obtidos nos trabalhos pioneiros no cálculo da TIR da educação no Brasil, nesta subseção analisamos a evolução das taxas de retorno da educação nas últimas décadas.

O que mais chama a atenção na tabela 10 é a grande queda do retorno da educação no primário. Em 1960, a taxa de retorno era de quase 50% no primário. Depois, cai até 2003. A taxa para aqueles com o ginásio completo apresentou uma queda entre 1960 e 1981, passando de quase 24% para somente 13,1%. A partir desse momento, começa a ocorrer uma recuperação e esta se localiza em 14,8%, em 2004. O retorno do ensino médio, após sofrer uma grande elevação no começo da década de 1980, cai na década de 1990, mas atinge quase 14% em 2004, mantendo-se próximo do nível de 1960.

Nota-se o grande aumento da TIR para o ensino superior, que ocorreu entre 1960 e 2004. A TIR passou de somente 4,9% para 13,8%, uma taxa elevada. O retorno da educação manteve-se extremamente elevado. Entretanto, agora, os ciclos com maior retorno deixaram de ser o primário e o ginásio e passaram a ser o ensino médio e o superior, ambos com taxas próximas a 14%.

TABELA 10
Comparação com Langoni e 30 anos de trabalho
(Em %)

Escolaridade	1960	1969	1981	1989	1999	2004
0 a 4	48,1	32,0	17,4	23,0	12,4	9,8
4 a 8	23,8	19,5	13,1	14,4	10,3	14,8
8 a 11	14,8	21,3	20,2	38,0	13,7	13,9
11 a 15	4,9	12,2	16,9	18,6	13,6	13,8

Fonte: Os anos de 1960 e 1969 foram obtidos em Langoni (1974). Os demais anos foram elaborados neste trabalho.

5 CONCLUSÃO

Com base nos resultados reportados anteriormente, podemos concluir que o investimento em educação no Brasil é extremamente atrativo, pois fornece elevadas taxas de retorno.

Apesar da queda observada nas taxas do primário e do ginásio, entre a década de 1960 e o ano de 2004, elas mantiveram-se extremamente elevadas e superiores a 10%. A taxa de retorno do ensino médio manteve-se em níveis similares aos dos anos 1960, em torno de 14%. Já a taxa de retorno do ensino superior apresentou um grande crescimento, passando de baixos 5% em 1960 para 14% em 2004.[27]

Além da atualização de um estudo onde se calcula a TIR da educação para os ensinos fundamental, médio e superior, este trabalho apresentou uma aplicação da metodologia da TIR para o cálculo da taxa de retorno da pré-escola. Documentou-se que a taxa de retorno da pré-escola é extremamente elevada, situando-se acima dos 15%.

Os resultados mencionados indicam que o investimento em educação no Brasil continua sendo extremamente rentável do ponto de vista social.[28] Certamente, uma política que vise a um maior desenvolvimento do país deve focar recursos em um investimento maciço em educação.

A análise crua das TIRs para os ciclos apresentadas neste artigo indicaria que, em um ambiente de escassez orçamentária, o governo deveria priorizar os seus recursos para a pré-escola e o ensino superior, reduzindo o investimento nos ensinos médio e fundamental. Entretanto, quando analisamos as taxas de retorno do começo da escola até o momento da saída, ou seja, de 0 a 4; 0 a 8; 0 a 11; e 0 a

27. A TIR da educação superior brasileira, de 14%, é próxima à húngara, que se encontra em torno de 16%, e pouco superior à inglesa e à americana, 12,6% e 11,1%, respectivamente. A TIR brasileira é superior às TIRs sueca, espanhola, suíça, australiana e dinamarquesa, todas inferiores a 10%.

28. Lange e Topel (2004) concluem que não existe externalidade negativa associada à educação e que o valor encontrado na literatura para a externalidade positiva associada à mesma é bastante volátil, não possibilitando identificar o seu valor. Assim sendo, a estimativa obtida neste trabalho é conservadora.

15 anos de estudo, podemos observar que as taxas de retorno são bastante similares, não indicando nenhum viés significativo de retorno para onde o investimento deveria ser alocado.

Além disso, como o estudo centrou-se no retorno da educação em termos de produtividade, este certamente subestimou os efeitos da educação na redução e combate da criminalidade.[29]

Dessa forma, especulamos que uma vez que o benefício da redução da criminalidade seja incluído no cálculo da TIR, observaremos uma elevação da TIR. Se esse ganho de retorno será capaz de mudar a prioridade nos investimentos, não é possível dizer. Esse aprofundamento do estudo é muito importante e será análise de trabalhos futuros.

Um último efeito não captado aqui é o de um maior nível educacional na participação democrática.[30] Uma população mais instruída possui maior consciência e capacidade de discernimento sobre políticas, governos e governantes. Dessa forma, um maior nível educacional protege o país de aventureiros, incompetentes e irresponsáveis, reduzindo os custos sociais provocados por estes.

ABSTRACT

This paper studies the rate of return of education in Brazil. The literature usually computes the rate of return of education as the education coefficient in the Mincer equation. Here we compute the internal rate of return to education in Brazil updating Langoni (1974) and Castro (1970). We find that the rate of return of education in Brazil is extremely high. We also apply the internal rate of return methodology to compute the rate of return of pre-school. Surprisingly this return is above 15% per year.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, I. C. de. Gastos com educação no período de 1994 a 1999. *Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos*, v. 82, p. 137-198, 2001. Disponível em: <http://www.inep.gov.br/download/estatisticas/gastos_educacao/rbep_200_parteIII.pdf.>.

BEA - Bureau of Economics Analysis. Tabelas, dados de indústrias. Disponível em: <www.bea.gov/bea/dn/nipaweb/SelectTable.asp?Selected=N)>.

29. Lochner e Moretti (2001) estimam o efeito da conclusão do ciclo secundário sobre a participação na atividade criminal. Os autores mostram que existem diversas razões para que a educação reduza a criminalidade. Primeiro, a educação eleva o custo de oportunidade do criminoso, uma vez que seu salário em atividades legais aumenta. Adicionalmente, o crime gera a possibilidade de prisão, que terá um custo mais elevado para aqueles que possuem o custo de oportunidade mais elevado. A educação pode afetar diretamente a recompensa financeira e psicológica dos benefícios do crime. Por último, a educação pode alterar as preferências dos agentes de forma a inibir a entrada no crime. Apesar dessas razões, a obtenção de estimativas do efeito da educação no crime impõe uma grande dificuldade devido ao grau de endogeneidade das variáveis, o que requer o uso de variáveis instrumentais. Após controlarem o problema de endogeneidade com o uso de variáveis instrumentais, os autores concluem que o efeito da educação sobre a criminalidade é bastante elevado, ficando entre 14% e 26% do retorno privado.

30. Glaeser, Ponzetto e Shleifer (2006) mostram que a educação eleva os benefícios da participação civil, incluindo eleições e organizações.

BARBOSA FILHO, F.; PESSÔA, S. *Educação e crescimento: o que a evidência empírica e teórica mostra*? 2007. Mimeografado.

BECKER, G. Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy, Part 2: Investment in Human Beings,* v.70, n. 5, p. 9-49, 1962.

CASTRO, C. de M. *Investment in education in Brazil:* a study of two industrial communities. Tese (Ph.D.) – Graduate School of Vanderbilt University, 1970.

GAREN, J. The returns of schooling: a selectivity bias approach with a continuous choice variable. *Econometrica*, v. 52, n. 5, p. 1.199-1.218, 1984.

GLAESER, E. L.; PONZETTO, G.; SHLEIFER, A. *Why does democracy need education?* 2006 (NBER Working Paper Series, 12.128).

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica,* v. 47, n. 1, p. 153-161, 1970.

LANGE, F.; TOPEL, R. *The social value of education and human capital*. 2004. Mimeografado.

LANGONI, C. G. *As causas do crescimento econômico do Brasil.* Rio de Janeiro: Apec, 1974.

LOCHNER, L.; MORETTI, E. *The effect of education on crime:* evidence from prison inmates, arrests and self-reports. 2001 (NBER Working Paper Series, 8.605).

LOUREIRO, P.; GALRÃO, F. Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. *Economia Aplicada,* v. 5, n. 3, p. 519-545, 2001.

MADURO, P. *Taxas de matrícula e gastos em educação no Brasil*. 2007. Tese (Mestrado)–Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2007.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. M. A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics,* v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.

MENEZES-FILHO, N.; CURI, A. Z. *Os efeitos da pré-escola sobre os salários, a escolaridade e a proficiência escolar.* 2006. Mimeografado.

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. *Rising human capital but constant inequality:* the education composition effect in Brazil. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2003. Mimeografado.

MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy,* v. 66, n. 4, p. 281-302, 1958.

_____. *Schooling, experience, and earnings.* National Bureau of Economic Research, distributed by Columbia U. P., 1974.

MOURA, R. L. de. *Testando as hipóteses de Mincer para o Brasil.* 2007. Mimeografado.

OECD – Organisation for Economic Co-Operation and Development. *Education at a glance*, 2004.

RESENDE, M.; WYLLIE, R. Retornos para a educação no Brasil: evidências empíricas adicionais. *Economia Aplicada,* v. 10, n. 3, p. 349-365, 2006.

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

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. *American Economic Review*, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.

UEDA, E.; HOFFMANN, R. Estimando o retorno em educação no Brasil. *Economia Aplicada,* v. 6, n. 2, p. 209-238, 2002.

APÊNDICE

Este apêndice apresenta tabelas com os cálculos realizados para pessoas que trabalham por mais de 30 anos e, também, tabelas com dados de todos os anos e séries de cálculo da TIR.

TABELA A.1
Prêmio salarial de ciclos completos com 40 anos de trabalho
(Em %)

Escolaridade	1981	1985	1990	1996	2001	2004
0 a 4	17,4	18,3	16,8	15,9	13,1	12,8
4 a 8	17,2	17,3	18,9	15,4	15,1	13,4
8 a 11	22,8	20,9	21,2	17,4	16,7	17,9
11 a 15	21,8	24,4	21,6	24,9	32,0	29,5
0 a 4	17,4	18,3	16,8	15,9	13,1	12,8
0 a 8	17,3	17,8	17,8	15,6	14,1	13,1
0 a 11	18,8	18,7	18,7	16,1	14,8	14,4
0 a 15	19,6	20,1	19,5	18,4	19,2	18,3

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da Pnad.

Nota: O item 0 a 4 representa o prêmio salarial entre uma pessoa que completou a 4ª série do ensino fundamental e outra que não freqüentou a escola.

TABELA A.2
Prêmio salarial de ciclos completos com 50 anos de trabalho
(Em %)

Escolaridade	1981	1985	1990	1996	2001	2004
0 a 4	18,4	19,9	19,2	17,5	14,8	14,9
4 a 8	16,8	17,6	16,9	14,2	14,4	12,2
8 a 11	21,5	-	20,0	16,5	17,6	18,1
11 a 15	19,8	-	22,5	26,9	31,7	29,1
0 a 4	18,4	19,9	19,2	17,5	14,8	14,9
0 a 8	17,6	18,7	18,1	15,9	14,6	13,5
0 a 11	18,6	-	18,6	16,1	15,4	14,8
0 a 15	18,9	-	19,6	18,9	19,6	18,4

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da Pnad.

Nota: O item 0 a 4 representa o prêmio salarial entre uma pessoa que completou a 4ª série do ensino fundamental e outra que não freqüentou a escola.

TABELA A.3
TIR de ciclos completos com 40 anos de trabalho
(Em %)

Escolaridade	1981	1985	1990	1996	2001	2004
0 a 4	17,8	23,8	17,0	16,4	12,8	10,8
4 a 8	13,7	11,8	13,8	11,0	12,9	15,0
8 a 11	20,4	21,6	29,7	14,9	14,7	14,5
11 a 15	17,0	15,8	15,4	13,2	14,8	14,0
0 a 4	17,8	23,8	17,0	16,4	12,8	10,8
0 a 8	15,5	15,4	15,2	14,0	12,9	13,5
0 a 11	16,9	17,0	18,1	14,3	13,5	14,7
0 a 15	17,0	16,5	16,9	14,0	14,2	14,6

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da Pnad e do Inep.

Nota: O item 0 a 4 representa a TIR de completar a 4ª série do ensino fundamental em relação a estudar zero ano.

TABELA A.4
TIR de ciclos completos com 50 anos de trabalho
(Em %)

Escolaridade	1981	1985	1990	1996	2001	2004
0 a 4	17,9	23,8	17,1	16,5	13,0	11,2
4 a 8	13,8	12,1	13,9	11,1	13,0	15,1
8 a 11	20,5	21,6	29,7	14,9	14,8	14,6
11 a 15	17,1	15,8	15,4	13,3	14,8	14,0
0 a 4	17,9	23,8	17,1	16,5	13,0	11,2
0 a 8	15,6	15,5	15,3	14,1	13,0	13,7
0 a 11	16,9	17,0	18,2	14,4	13,6	14,7
0 a 15	17,0	16,5	16,9	14,1	14,2	14,7

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da Pnad e do Inep.

Nota: O item 0 a 4 representa a TIR de completar a 4ª série do ensino fundamental em relação a estudar zero ano.

TABELA A.5
Ciclos completos com 40 anos de trabalho
(Em %)

Escolaridade		1981	1985	1990	1996	2001	2004
0 a 4	TIR	17,8	23,8	17,0	16,4	12,8	10,8
	Prêmio	17,4	18,3	16,8	15,9	13,1	12,8
4 a 8	TIR	13,7	11,8	13,8	11,0	12,9	15,0
	Prêmio	17,2	17,3	18,9	15,4	15,1	13,4
8 a 11	TIR	20,4	21,6	29,7	14,9	14,7	14,5
	Prêmio	22,8	20,9	21,2	17,4	16,7	17,9
11 a 15	TIR	17,0	15,8	15,4	13,2	14,8	14,0
	Prêmio	21,8	24,4	21,6	24,9	32,0	29,5

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da Pnad e do Inep.

Nota: O item 0 a 4 representa completar a 4ª série do ensino fundamental em relação a estudar zero ano.

TABELA A.6
Ciclos completos com 50 anos de trabalho
(Em %)

Escolaridade		1981	1985	1990	1996	2001	2004
0 a 4	TIR	17,9	23,8	17,1	16,5	13,0	11,2
	Prêmio	18,4	19,9	20,5	17,5	14,8	14,9
4 a 8	TIR	13,8	12,1	13,9	11,1	13,0	15,1
	Prêmio	16,8	17,6	16,9	14,2	14,4	12,2
8 a 11	TIR	20,5	21,6	29,7	14,9	14,8	14,6
	Prêmio	21,5	-	20,0	16,5	17,6	18,1
11 a 15	TIR	17,1	15,8	15,4	13,3	14,8	14,0
	Prêmio	19,8	-	22,5	26,9	31,7	29,1

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da Pnad e do Inep.

Nota: O item 0 a 4 representa completar a 4ª série do ensino fundamental em relação a estudar zero ano.

TABELA A.7
Comparação com Langoni e 40 anos de trabalho
(Em %)

Escolaridade	1960	1969	1981	1989	1999	2004
0 a 4	48,1	32,0	17,8	23,2	13,1	10,8
4 a 8	23,8	19,5	13,7	14,8	10,8	15,0
8 a 11	14,8	21,3	20,4	38,0	14,1	14,5
11 a 15	4,9	12,2	17,0	18,7	13,8	14,0

Fonte: Os anos de 1960 e 1969 foram obtidos em Langoni (1974). Os demais anos foram elaborados neste trabalho.

TABELA A.8
Comparação com Langoni e 50 anos de trabalho
(Em %)

Escolaridade	1960	1969	1981	1989	1999	2004
0 a 4	48,1	32,0	17,9	23,2	13,3	11,2
4 a 8	23,8	19,5	13,8	14,9	10,9	15,1
8 a 11	14,8	21,3	20,5	38,0	14,2	14,6
11 a 15	4,9	12,2	17,1	18,8	13,9	14,0

Fonte: Os anos de 1960 e 1969 foram obtidos em Langoni (1974). Os demais anos foram elaborados neste trabalho.

TABELA A.9

TIR de ciclos completos com 30 anos de trabalho

	Pré-escola	0 a 4	4 a 8	8 a 11	11 a 15	0 a 4	0 a 8	0 a 11	0 a 15
1981		17,4	13,1	20,2	16,9	17,4	15,1	16,6	16,8
1982		-	11,2	15,5	12,6	-	8,0	10,8	12,0
1983		18,5	4,9	14,7	17,3	18,5	1,7	8,8	12,6
1984		10,7	11,9	20,6	17,7	10,7	11,7	14,2	15,7
1985		23,7	11,0	21,5	15,5	23,7	14,9	16,8	16,3
1986		20,9	12,2	19,2	20,2	20,9	15,8	16,9	18,4
1987		14,8	17,8	20,3	17,9	14,8	16,5	17,7	17,9
1988		17,0	17,0	23,5	19,5	17,0	17,1	18,8	19,1
1989		23,0	14,4	38,0	18,6	23,0	17,5	21,2	20,1
1990		16,5	13,3	29,7	15,1	16,5	14,8	18,0	16,7
1992		14,9	19,3	14,3	19,7	14,9	16,8	15,9	17,5
1993		14,1	26,2	27,5	12,3	14,1	18,3	20,5	15,9
1995		14,2	16,0	23,5	18,4	14,2	15,1	17,0	17,6
1996	17,4	16,0	10,4	14,4	12,9	16,0	13,6	14,0	13,8
1997	17,0	15,0	13,0	15,2	12,0	15,0	13,8	14,5	13,5
1998	16,5	11,9	14,1	17,8	14,1	11,9	12,5	13,8	14,3
1999	16,0	12,4	10,3	13,7	13,6	12,4	11,4	12,3	13,3
2000	16,0	16,7	9,9	13,0	14,5	16,7	12,4	12,8	13,7
2001	16,0	12,1	12,4	14,3	14,5	12,1	12,4	13,1	13,9
2002	15,7	11,1	17,5	10,4	14,4	11,1	12,9	11,9	13,7
2003	16,9	10,8	12,2	14,8	18,6	10,8	11,9	13,2	16,2
2004	17,1	9,8	14,8	13,9	13,8	9,8	13,2	14,4	14,4

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da Pnad e do Inep.

TABELA A.10

TIR de ciclos completos com 40 anos de trabalho

	Pré-escola	0 a 4	4 a 8	8 a 11	11 a 15	0 a 4	0 a 8	0 a 11	0 a 15
1981		17,8	13,7	20,4	17,0	17,8	15,5	16,9	17,0
1982		-	12,1	15,8	12,9	-	9,8	11,8	12,4
1983		18,3	6,6	15,0	17,4	18,3	5,6	9,7	13,0
1984		11,9	12,6	20,8	17,8	11,9	12,3	14,5	15,9
1985		23,8	11,8	21,6	15,8	23,8	15,4	17,0	16,5
1986		21,2	12,8	19,5	20,3	21,2	16,2	17,1	18,4
1987		15,6	18,1	20,3	18,1	15,6	16,8	17,9	18,0
1988		17,4	17,4	23,6	19,6	17,4	17,4	19,0	19,2
1989		23,2	14,8	38,0	18,7	23,2	17,8	21,3	20,2
1990		17,0	13,8	29,7	15,4	17,0	15,2	18,1	16,9
1992		15,5	19,4	14,4	19,8	15,5	17,0	16,1	17,6
1993		14,7	26,2	27,5	12,7	14,7	18,5	20,6	16,1
1995		14,8	16,4	23,6	18,5	14,8	15,5	17,1	17,8
1996	17,4	16,4	11,0	14,9	13,2	16,4	14,0	14,3	14,0
1997	17,0	15,5	13,3	15,6	12,4	15,5	14,2	14,8	13,8
1998	16,5	12,6	14,5	18,0	14,3	12,6	13,0	14,0	14,5
1999	16,0	13,1	10,8	14,1	13,8	13,1	12,0	12,6	13,5
2000	16,0	17,0	10,5	13,6	14,8	17,0	12,9	13,2	14,0
2001	16,0	12,8	12,9	14,7	14,8	12,8	12,9	13,5	14,2
2002	15,7	11,8	17,6	11,0	14,7	11,8	13,2	12,4	13,9
2003	16,9	11,7	12,7	15,2	18,7	11,7	12,4	13,6	16,3
2004	17,1	10,8	15,0	14,5	14,0	10,8	13,5	14,7	14,6

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da Pnad e do Inep.

TABELA A.11
TIR de ciclos completos com 50 anos de trabalho

	Pré-escola	0 a 4	4 a 8	8 a 11	11 a 15	0 a 4	0 a 8	0 a 11	0 a 15
1981		17,9	13,8	20,5	17,1	17,9	15,6	16,9	17,0
1982		-	12,1	15,9	13,1	-	10,0	12,1	12,6
1983		18,2	7,6	15,0	17,5	18,2	7,0	10,1	13,1
1984		12,3	12,8	20,8	17,9	12,3	12,6	14,6	15,9
1985		23,8	12,1	21,6	15,8	23,8	15,5	17,0	16,5
1986		21,2	13,0	19,5	20,3	21,2	16,2	17,2	18,5
1987		15,7	18,2	20,4	18,1	15,7	16,9	17,9	18,0
1988		17,5	17,4	23,6	19,6	17,5	17,5	19,0	19,2
1989		23,2	14,9	38,0	18,8	23,2	17,8	21,3	20,2
1990		17,1	13,9	29,7	15,4	17,1	15,3	18,2	16,9
1992		15,6	19,5	14,4	19,8	15,6	17,1	16,1	17,6
1993		14,9	26,2	27,5	12,8	14,9	18,5	20,6	16,2
1995		14,9	16,5	23,6	18,5	14,9	15,6	17,2	17,8
1996	17,4	16,5	11,1	14,9	13,3	16,5	14,1	14,4	14,1
1997	17,0	15,6	13,5	15,7	12,5	15,6	14,3	14,9	13,8
1998	16,5	12,8	14,5	18,0	14,4	12,8	13,1	14,1	14,5
1999	16,0	13,3	10,9	14,2	13,9	13,3	12,1	12,7	13,5
2000	16,0	17,1	10,8	13,8	14,8	17,1	13,1	13,3	14,0
2001	16,0	13,0	13,0	14,8	14,8	13,0	13,0	13,6	14,2
2002	15,7	12,1	17,6	11,2	14,7	12,1	13,3	12,4	13,9
2003	16,9	12,1	12,8	15,4	18,7	12,1	12,6	13,7	16,4
2004	17,1	11,2	15,1	14,6	14,0	11,2	13,7	14,7	14,7

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da Pnad e do Inep.

TABELA A.12
Probabilidade de abandonar antes de completar o próximo ciclo – 1996-2004

	edu4	edu8	edu11	edu15
1996	0,66	0,86	0,86	0,94
1997	0,66	0,87	0,86	0,94
1998	0,66	0,86	0,84	0,94
1999	0,65	0,86	0,84	0,94
2000	0,59	0,85	0,81	0,96
2001	0,65	0,85	0,80	0,94
2002	0,64	0,85	0,79	0,94
2003	0,64	0,83	0,77	0,93
2004	0,60	0,79	0,71	0,93

Fonte: Elaboração própria utilizando dados da Pnad e do Inep.

A LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL E OS SEUS IMPACTOS REGIONAIS SOBRE A POBREZA E A DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO BRASIL*

Maurício Vaz Lobo Bittencourt**
Donald W. Larson***
David L. Kraybill***

Este estudo analisa os impactos regionais de curto/médio prazo na pobreza e na distribuição de renda ocasionados pela redução nas tarifas de importação brasileiras como conseqüência dos recentes acordos de livre-comércio. Por meio de um modelo de equilíbrio geral computável, os resultados obtidos mostram que, apesar de o comércio reduzir a desigualdade de renda inter-regional, os pobres em áreas urbanas sofrem impactos negativos com a liberalização comercial, ou seja, existe um *trade-off* entre ganhos agregados de bem-estar e as perdas para famílias de baixa renda em áreas urbanas. Políticas comerciais adotadas isoladamente são insuficientes para atingir uma distribuição de renda mais igualitária em níveis global e regional no Brasil.

1 INTRODUÇÃO

Uma onda de políticas de liberalização comercial teve início para muitos países em desenvolvimento após a crise do México, no final dos anos 1980. A principal idéia por trás de tais políticas de comércio era a de que o livre comércio traria ganhos de bem-estar e proporcionariam o crescimento econômico.

A teoria tradicional do comércio enfatiza os ganhos do livre comércio, principalmente no longo prazo, sugerindo que qualquer país que remova barreiras de comércio vai sempre ganhar com a abertura de sua economia. O problema está na incerteza dos efeitos decorrentes das reformas nas políticas comerciais sobre a pobreza e a distribuição de renda no curto prazo, principalmente quando existem disparidades regionais acentuadas, como é o caso do Brasil, o que resulta no ganho de alguns agentes e na perda de outros.

Países em desenvolvimento podem experimentar um alto grau de incerteza devido à liberalização comercial, que torna o país mais vulnerável a choques de

---

* Os autores gostariam de agradecer ao pesquisador Hans Lofgren, do Banco Mundial, por gentilmente disponibilizar a matriz de contabilidade social (SAM) para o Brasil, que serviu de base para a obtenção da SAM desagregada em nível regional. Adicionalmente os autores agradecem os comentários e sugestões de Armando Vaz Sampaio, Joaquim Bento de S. Ferreira Filho, Márcio José Vargas da Cruz, Thomas Rutherford e dos pareceristas anônimos desta revista. Os erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores. Bittencourt agradece à Fundação Capes pelo suporte financeiro.

** Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR).

*** Professor do Agricultural, Environmental, and Development Economics Department da Ohio State University.

comércio – tais como grandes variações de preços e mudanças na taxa de câmbio –, o que reduz a eficácia de políticas para diminuição da pobreza[1] e redistribuição de renda (Winters, 2002).

Este estudo, por meio de um modelo multirregional de equilíbrio geral computável – Computable General Equilibrium (CGE) – para o Brasil, investiga os impactos econômicos regionais sobre a pobreza e a distribuição de renda, conseqüentes da redução nas tarifas de importação. Aqui, o escopo principal é a conexão entre política comercial, pobreza e desigualdade de renda. O problema geral é a análise das conseqüências da redução das tarifas de importação no curto/médio prazo.[2] Questiona-se quais são as principais conseqüências da redução das tarifas de importação na presença de disparidades regionais, alto nível de pobreza e má distribuição de renda; o que aconteceria com os pobres das áreas urbana e rural; e se deveriam ser excluídas da reforma setores cuja abertura comercial pudesse prejudicar os mais pobres.

Definem-se os seguintes objetivos neste estudo:

- avaliar os efeitos de diferentes níveis de redução das tarifas de importação na pobreza e na distribuição de renda em áreas rural e urbana brasileiras, e nos setores produtivos e mercados de fatores regionais; e

- sugerir uma política eficiente e igualitária para compensar possíveis perdas decorrentes da redução nas tarifas de importação, de modo a garantir iguais oportunidades de ganhos de comércio para a população,[3] mediante a identificação dos setores que exercem os impactos mais negativos nas populações rural e urbana em virtude da reforma comercial.

Este estudo busca complementar os diversos debates a respeito das políticas comerciais a serem adotadas no Brasil. Entre as suas contribuições está um modelo CGE com características regionais, que permite o uso de simulações não somente globais, mas também setoriais para a avaliação das políticas comerciais. Em contraste com a maioria dos estudos vigentes na literatura, o modelo aqui empregado foi adaptado para uma investigação de curto/médio prazo, com mobilidade intra-regional de mão-de-obra, e uso de capital e terra como fatores atividade-específicos. Outra contribuição é a própria análise das simulações por meio da decomposição de diferentes medidas de desigualdade da renda.

---

1. A análise da pobreza devido à liberalização comercial pode ser mais geral que as restrições impostas pelo padrão de comércio entre os países. Para mais detalhes, ver Winters (2002).

2. O período de curto/médio prazo a ser adotado neste estudo é entendido como sendo aquele onde existe alguma mobilidade para alguns fatores de produção (mão-de-obra qualificada e não-qualificada), e nenhuma para outros (capital e terra).

3. O conceito é baseado na "teoria da justiça distributiva", ou *Rawlsian equalitarian theory*. Para mais detalhes, ver Rawls (1971).

No que tange à matriz de contabilidade social – Social Accounting Matrix (SAM) – a ser utilizada, é interessante salientar que a mesma apresenta uma boa desagregação em nível regional, contendo várias famílias com características de renda diferentes, apesar de apresentar limitações pelo baixo grau de desagregação do setor industrial.

2 DELIMITAÇÃO DO PROBLEMA

A teoria neoclássica sugere que os ganhos advindos do livre-comércio são obtidos ao mesmo tempo em que as barreiras tarifárias são retiradas, pois os controles de comércio absorvem recursos governamentais e causam perdas líquidas de bem-estar. Uma redução nas tarifas de importação reduz os preços dos bens importados, as importações crescem, e o preço dos bens compostos, dados pelo conjunto dos bens domésticos e importados, é reduzido devido ao aumento na participação dos bens importados.[4] Tudo o mais constante, a taxa de câmbio se deprecia, o que contribui para elevar a competitividade do setor exportador.

De acordo com Mehlum (2002), a abertura comercial faz as importações aumentarem – causando um déficit de curto prazo na balança comercial – e o setor exportador experimentar ganhos em preços relativos. Os investimentos crescem com maiores lucros no setor exportador e os períodos seguintes mostram crescimento e melhora na conta corrente. Ou seja, a reforma comercial traz resultados positivos no longo prazo, com uma resposta de investimento positiva.[5]

Winters (2002) acredita que, no curto prazo, a liberalização comercial exerça grande pressão em alguns agentes econômicos e que, mesmo no longo prazo, pode deixar alguns deles na pobreza. Apesar da forte pressuposição de que a liberalização comercial produz um crescimento em favor dos pobres no longo prazo, seu impacto efetivo exerce efeitos diferentes entre os indivíduos e os países.

A população de baixa renda[6] no Norte e Nordeste do Brasil correspondem, respectivamente, a 64% e 79% da população nessas regiões. No Sudeste essa proporção é de 48%. Esses números ilustram algumas das disparidades regionais do Brasil. Apesar de o coeficiente de Gini ter diminuído nos últimos anos, a distribuição de renda no Brasil continua sendo uma das mais desiguais no mundo,[7] com um coeficiente aproximado de 0,58.

---

4. Adicionalmente, com a queda nas tarifas de importações, o preço dos bens compostos pode sofrer redução mesmo sem o aumento da participação das importações.

5. É claro que alguns fatores podem afetar as respostas de investimento de longo prazo e o sucesso global da reforma comercial, tais como o ambiente econômico e político do país, pois o grau de credibilidade da reforma tem um papel fundamental nesse processo. Ou seja, as respostas do investimento são positivas somente quando a reforma não é temporária, transmitindo credibilidade aos agentes econômicos devido à sua manutenção ao longo do tempo. Para mais detalhes, ver Rodrik (1992) e Mehlum (2002).

6. De acordo com o Censo Demográfico de 2000 (IBGE, 2000a), população de baixa renda aqui representa aqueles cujos ganhos totais mensais são menores que duas vezes o salário mínimo (SM).

7. Segundo informações do Banco Mundial, África do Sul e Malawi são os países com maior desigualdade de renda, com coeficientes de Gini, respectivamente, de 0,62 e 0,61. O Brasil é o terceiro nessa lista (Barros *et al.*, 2001).

De acordo com as informações divulgadas pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), em 1990, aproximadamente 20% da população brasileira vivia abaixo da linha de extrema pobreza,[8] sendo que em 2004 essa proporção caiu para cerca de 12%. Contudo, não obstante os níveis de pobreza terem sido reduzidos desde 1990, o nível atual continua muito elevado, necessitando-se de ações para reduzi-lo.

Uma característica da análise de política a ser examinada neste estudo é exatamente como descrever os efeitos positivos e negativos de bem-estar nos mais pobres. Em virtude de alguns setores ocasionarem impactos negativos nos mais pobres, após uma redução nas tarifas de importação, as autoridades políticas devem ter como objetivo encontrar a melhor e a pior alternativa de reforma comercial setorial ou total da economia brasileira. Mas como Harrison, Rutherford e Tarr (2003) apontam, sugerir a liberalização comercial específica em nível setorial pode não ser o ideal, pois poderia incentivar pressão política daqueles setores protegidos com altas tarifas de importação. Este estudo pode ser útil para verificar se os argumentos protecionistas de alguns setores são, ou não, válidos na tentativa de ajudar os mais pobres.

3 ESTUDOS DE COMÉRCIO UTILIZANDO-SE MODELOS CGE PARA O BRASIL

Existem muitos estudos que avaliam os impactos de políticas comerciais e integração regional na economia brasileira. Alguns deles são de equilíbrio parcial (Carvalho; Parente, 1999), que falham em não considerar a integração regional como um fenômeno de equilíbrio geral. Outros estudos usam a abordagem de equilíbrio geral para estudar o Mercosul, tais como Campos-Filho (1998) e Flores (1997); outros, como Haddad (1999), Haddad e Azzoni (2001), e Carneiro e Arbache (2002), analisam problemas relacionados à liberalização unilateral e suas implicações para a alocação de recursos.

Carneiro e Arbache (2002) usam um modelo CGE para analisar as reações do mercado de trabalho à liberalização comercial. Os resultados mostram que a liberalização comercial melhora o bem-estar econômico ao gerar maior produção, menores preços domésticos, e maior demanda por mão-de-obra, mas tais benefícios tendem a ser apropriados pelos trabalhadores mais qualificados nos setores orientados ao comércio.

Haddad, Domingues e Perobelli (2002) investigam três cenários diferentes de liberalização comercial por meio de um modelo inter-regional integrado a um modelo CGE e a um modelo CGE nacional. Os resultados sugerem que as estratégias de comércio testadas devem aumentar a desigualdade regional no Brasil. Apesar de

8. Linha de extrema pobreza e pobreza equivalem, respectivamente, a 1/4 e 1/2 do SM, conforme Ipea (2007).

este estudo analisar efeitos de liberalização comercial no curto prazo, não investiga esses efeitos sobre a pobreza, que é bastante afetada pela distribuição regional de recursos, população e setores produtivos na economia brasileira.

Existem muitos estudos que avaliam os impactos macroeconômicos de reduções de tarifas de importação no Brasil e em outros países latino-americanos, mas são poucos os que avaliam as conseqüências de reformas de comércio na pobreza e na distribuição de renda, com uma significativa distância cronológica entre os estudos mais antigos e os mais recentes, tais como Taylor *et al.* (1980), Lysy e Taylor (1980), Barros *et al.* (2000), Harrison *et al.* (2002, 2003), Bittencourt (2004), e Ferreira Filho e Horridge (2004, 2006).

Os trabalhos de Taylor *et al.* (1980), e Lysy e Taylor (1980), que analisaram a distribuição de renda no Brasil usando um modelo de equilíbrio geral, são estudos pioneiros na investigação dos efeitos de políticas e programas econômicos na distribuição de renda. Em Lysy e Taylor (1980), o efeito da desvalorização cambial é examinado, e eles concluem que o comércio melhora a distribuição de renda, aumentando a renda da população mais pobre.

Barros *et al.* (2000) é um dos poucos estudos que investigam o impacto da liberalização comercial sobre a pobreza no Brasil. Utiliza um modelo CGE e simula um aumento na proteção para o mesmo nível que a vigente em 1985. De acordo com a conclusão do estudo, a liberalização comercial é benéfica para o país como um todo, especialmente para a população pobre rural e urbana.

Os trabalhos de Harrison *et al.* (2002, 2003), Bittencourt (2004), e Ferreira Filho e Horridge (2004, 2006) utilizam modelos CGE para quantificar os efeitos da liberalização comercial sobre a pobreza e distribuição da renda em anos recentes. Os resultados são similares quanto aos impactos gerais, pois indicam que a política de liberalização comercial melhora a distribuição da renda. No entanto, Bittencourt (2004) conclui que a eliminação de tarifas de importação ocasiona perdas de bem-estar para algumas famílias de classes de renda mais baixas. Segundo os resultados obtidos por Ferreira Filho e Horridge (2006), políticas comerciais trazem importantes efeitos positivos na redução da pobreza, principalmente dentro da agricultura. Algumas categorias de consumidores, mas não necessariamente os mais pobres, podem experimentar decréscimos de renda após a liberalização comercial. Em contrapartida, os estudos de Harrison *et al.* (2002, 2003), e Ferreira Filho e Horridge (2004) apontam para a redução da pobreza e da desigualdade de renda no Brasil, após uma análise multilateral à luz de várias opções comerciais, como os acordos com o Mercosul, a Área de Livre Comércio das Américas (Alca) e a União Européia (UE).

O presente estudo busca complementar os vários já existentes sobre o impacto que uma liberalização comercial maior teria sobre a distribuição de renda

e sobre os estratos mais pobres da população,[9] enfatizando os impactos de curto/médio prazo.

4 A MATRIZ DE CONTABILIDADE SOCIAL (SAM) E O MODELO CGE PADRÃO

A SAM utilizada neste estudo, desagregada para o Brasil,[10] período 1995-1996, foi construída por Andrea Cattaneo (Cattaneo, 1998), do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos – United States Department of Agriculture (USDA). Essa matriz foi gerada a partir de tabelas de insumo-produto para 1995 (IBGE, 1997a), Contas Nacionais (IBGE, 1997b) e Censo Agropecuário para 1995-1996 (IBGE, 1998). De acordo com Cattaneo (1999), mão-de-obra total, terra e valor adicionado do capital foram alocados através de atividades agrícolas baseadas no censo agropecuário. Para caracterizar as diferentes famílias especificadas na SAM, bem como determinar os padrões de consumo das mesmas, foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1996 (IBGE, 1997c) e os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) para o período 1995-1996 (IBGE, 1997d), permitindo diferenciar as famílias (consumidores) em cinco diferentes categorias de renda média familiar, sendo duas referentes às famílias pobres nas áreas rural e urbana, duas outras de rendimento intermediário nessas mesmas áreas, e uma última representando as famílias de maior poder aquisitivo nas regiões rural e urbana conjuntamente.[11]

A estrutura produtiva presente na SAM original de Cattaneo (1998) está representada no quadro a seguir. De acordo com este, a economia é dividida em 15 atividades que representam seis setores (agrícola, alimentos processados, mineração e óleo, indústria, construção, e serviços). Ou seja, os termos atividades e setores serão utilizados de maneira similar neste estudo, mas deve-se atentar para o fato de que o setor agrícola, por exemplo, é formado pelas nove primeiras atividades do quadro, e que o setor serviços é composto pelas atividades comércio e transporte, e serviços. Já os demais setores são equivalentes às respectivas atividades (alimentos, mineração e óleo, indústria e construção).

---

9. Dentre as contribuições, pode-se citar a utilização da matriz de contabilidade social em nível regional, desagregada em vários setores, em vários fatores de produção, e em várias famílias com características de renda diferentes. O modelo regional utilizado também é inédito em termos de uso para o Brasil, tendo como principal característica sua grande flexibilidade, permitindo diversas análises de políticas sob os mais variados fechamentos macroeconômicos. Com relação ao processo de calibração, o presente modelo também faz uso de elasticidades e parâmetros estimados para o caso brasileiro, buscando uma aderência empírica maior. Com relação às análises das políticas investigadas, a principal novidade é o uso de simulações não somente globais, mas também setoriais para avaliação de diferentes possibilidades de políticas comerciais a serem adotadas. Em contraste com a maioria dos estudos vigentes na literatura, o modelo empregado foi adaptado para uma investigação de curto/médio prazo, com mobilidade intra-regional de mão-de-obra, e uso de capital e terra como fatores atividade-específicos. Uma outra contribuição é a própria análise das simulações através do uso de alternativas à tradicional utilização do índice de Theil ou coeficiente de Gini para captar impactos das análises de políticas sobre a distribuição de renda. Para esse fim, este estudo faz uso de diferentes medidas de desigualdade da renda as quais servem para captar diferenças inter e intra-regionais em termos de efeitos das políticas comerciais analisadas.

10. Na tabela A.2 do apêndice tem-se uma versão bastante agregada da SAM original.

11. Para mais detalhes, consultar Cattaneo (1998, 1999, 2002).

Resumo das atividades, *commodities* e fatores incluídos na SAM brasileira de 1995 construída por Cattaneo (1998)

Atividades	*Commodities* produzidas	Fatores usados
Produção anual (pequena propriedade)	Milho, arroz, feijão, mandioca, açúcar, soja, hortícolas, e outras anuais	Terra arável, trabalho rural não-qualificado, trabalho rural qualificado, capital agrícola
Produção anual (grande propriedade)	Milho, arroz, feijão, mandioca, açúcar, soja, hortícolas, e outras anuais	Terra arável, trabalho rural não-qualificado, trabalho rural qualificado, capital agrícola
Produção perene (pequena propriedade)	Café, cacau, outras perenes	Terra arável, trabalho rural não-qualificado, trabalho rural qualificado, capital agrícola
Produção perene (grande propriedade)	Café, cacau, outras perenes	Terra arável, trabalho rural não-qualificado, trabalho rural qualificado, capital agrícola
Produção animal (pequena propriedade)	Leite, carne animal	Pastagem, trabalho rural não-qualificado, trabalho rural qualificado, capital agrícola
Produção animal (grande propriedade)	Leite, carne animal	Pastagem, trabalho rural não-qualificado, trabalho rural qualificado, capital agrícola
Produção florestal	Produtos florestais, madeira, lenha, e terra desflorestada para uso agrícola	Floresta, trabalho rural não-qualificado, trabalho rural qualificado, capital agrícola
Outros produtos agrícolas (grande propriedade)	Outros produtos agrícolas	Terra arável, trabalho rural não-qualificado, trabalho rural qualificado, capital agrícola
Outros produtos agrícolas (pequena propriedade)	Outros produtos agrícolas	Terra arável, trabalho rural não-qualificado, trabalho rural qualificado, capital agrícola
Alimentos processados	Alimentos processados	Trabalho urbano não-qualificado, trabalho urbano qualificado, capital urbano
Mineração e óleo	Mineração e óleo	Trabalho urbano não-qualificado, trabalho urbano qualificado, capital urbano
Indústria	Indústria	Trabalho urbano não-qualificado, trabalho urbano qualificado, capital urbano
Construção	Construção	Trabalho urbano não-qualificado, trabalho urbano qualificado, capital urbano
Comércio e transporte	Comércio e transporte	Trabalho urbano não-qualificado, trabalho urbano qualificado, capital urbano
Serviços	Serviços	Trabalho urbano não-qualificado, trabalho urbano qualificado, capital urbano

Fonte: Cattaneo (1999).

É importante enfatizar que apesar de a SAM original de Cattaneo (1998) apresentar demasiado nível de desagregação com relação ao setor agrícola (nove atividades), exibe, em contrapartida, um nível baixo de desagregação da indústria, o que limita a análise do impacto das políticas comerciais para esse setor e requer cautela na observação de seus resultados.[12]

12. Apesar dessa limitação da SAM, o modelo CGE padrão a ser empregado aqui é bastante versátil e empiricamente vem sendo utilizado no estudo de diversos aspectos da economia de países em desenvolvimento e subdesenvolvidos. Dentre estes, podemos citar o de Lofgren, Robinson e Thurlow (2002), que estuda impactos de choques econômicos no setor de mineração na Zâmbia; o de Thurlow e Van Seventer (2002), que analisa impactos econômicos de aumento dos gastos governamentais, eliminação de tarifas de importação e aumento na produtividade total dos fatores (PTF) na África do Sul; e o de Wobst (2002), que investiga os impactos de políticas de liberalização comercial domésticas e globais em cinco países africanos. Mais detalhes a respeito desse modelo podem ser encontrados ainda nesta seção.

Para a obtenção dos fluxos da SAM em níveis regionais, foi necessário utilizar um procedimento de desagregação da matriz. Basicamente existem duas abordagens para executar essa desagregação, com diferentes exigências em termos operacionais. São elas as abordagens *top-down* e *bottom-up*. Para a desagregação regional, foi escolhida a abordagem *top-down*, que compreende a utilização de participações (*shares*) em níveis regionais das principais atividades e fatores de produção aplicados aos fluxos em nível nacional (inicialmente agregado). Desse modo obtêm-se os fluxos regionalizados da SAM, ou seja, a obtenção da SAM regional se dá "de cima para baixo". Já a abordagem *bottom-up* requer grande quantidade de informação que não está totalmente disponível para o Brasil.[13] Nesta, a partir da construção inicial dos fluxos regionalizados, obtêm-se as informações para toda a economia de forma agregada. Ou seja, no caso de uma SAM inicial totalmente agregada, parte-se para a obtenção de fluxos regionais, de modo que estes, quando somados para todas as regiões, sejam compatíveis com os fluxos nacionais totais da SAM inicial ("de baixo para cima").

Com relação ao procedimento *top-down* adotado, assumiu-se que cada região sempre produz uma parcela fixa da produção nacional em cada atividade (Higgs; Parmenter; Rimmer, 1988). O procedimento é basicamente o mesmo utilizado no Sistema de Equações Regionais ORANI (Higgs; Parmenter; Rimmer, 1988) e também na obtenção das tabelas de insumo-produto regionais descritas em Leontief (1966). Todas as atividades são desagregadas em quatro regiões (Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Sudeste-Sul), totalizando 60 atividades, e o consumo intermediário regional, valor adicionado regional (capital e trabalho) e impostos regionais são calculados multiplicando parâmetros de participações regionais pelos agregados nacionais. Para se chegar ao nível de regionalização da SAM, determinaram-se as participações dos salários e emprego em cada atividade em nível regional, bem como a distribuição dessas atividades regionalmente, por intermédio do Cadastro Central de Empresas (IBGE, 2000b); na obtenção da distribuição regional dos trabalhadores de acordo com o rendimento médio, foram utilizados os Indicadores Sociais/Síntese 2002 (IBGE, 2002); através das Contas Regionais (IBGE, 2000c) foi possível obter as participações regionais no Produto Interno Bruto (PIB) e a distribuição populacional, além da participação regional de cada atividade no valor adicionado e no consumo intermediário; as participações das três categorias de renda e das duas categorias de qualificação da mão-de-obra[14] em níveis regional e setorial foram calculadas mediante o uso do *Anuário Estatístico* (IBGE, 1997e) e dos dados da Pnad para 1996 (IBGE, 1997c).

---

13. Para uma boa exposição das abordagens *top-down* e *bottom-up*, ver Liew (1984). Higgs, Parmenter e Rimmer (1988) sugerem uma terceira abordagem que consiste de um procedimento híbrido das duas abordagens *top-down* e *bottom-up*.

14. Caracteriza-se como mão-de-obra qualificada aquele trabalhador com mais de oito anos de estudo.

Os procedimentos de desagregação regionais produziram uma SAM regional desequilibrada, ou seja, os totais das colunas (despesas) diferem dos totais das linhas (receitas). Isso ocorre devido à utilização e à compatibilização de várias informações oriundas de diferentes fontes de dados. Adotou-se o método da Entropia-Cruzada Estocástica (CE),[15] que inclui erros nas variáveis, para equilibrar as contas da SAM. Esse método utiliza componentes derivados da teoria da informação para tentar igualar os totais de linhas e colunas, através da consideração de erros nos fluxos da SAM, imposições de restrições, e conhecimento *a priori* com relação a alguns fluxos da SAM, principalmente àqueles oriundos das Contas Nacionais.

De acordo com a SAM regional desagregada, a participação das principais *commodities* no valor adicionado e na produção pode ser vista na tabela 1. Note-se que os produtos agrícolas representam menos de 10% do valor adicionado total no Brasil. As atividades serviços e indústria têm sido as principais determinantes do desempenho da economia brasileira, com uma participação de aproximadamente 70% do valor adicionado e produção total. A atividade serviços desempenha papel preponderante no mercado de trabalho, sendo responsável por mais de 56% do total de empregos do país. Os produtos de mineração e óleo, alimentos processados e produtos agrícolas têm importante participação nas exportações, sendo que os produtos industriais importados são os principais componentes da pauta de importações, totalizando cerca de 70% do total importado. A tabela 1 também confirma os dados observados em IBGE (1997e), em que é possível constatar a grande participação do setor serviços no PIB brasileiro.

TABELA 1
Participação dos principais produtos no valor adicionado, produção, emprego, exportações e importações brasileiras
(Em %)

Produtos	Valor adicionado	Produção	Emprego total	Exportações	Importações
Agrícolas	9,8	7,9	7,4	18,4	5,6
Industriais	23,4	34,6	19,6	9,8	69,7
Construção civil	5,8	6,6	2,7	-	-
Alimentos processados	4,6	7,5	2,2	23,8	3,0
Mineração e óleo	2,1	3,1	1,8	35,4	7,7
Transporte e comércio	8,3	7,6	9,6	12,6	3,9
Serviços	46,0	32,7	56,7	-	10,1

Fonte: Cálculos dos autores a partir da SAM regional desagregada.
Obs.: Soma pode não ser 100 devido ao arredondamento.

A demanda agregada por fatores de produção para cada atividade se encontra na tabela 2. Desta podem-se extrair informações relevantes, tais como a pequena importância relativa do trabalho qualificado em atividades agrícolas, representada pelas primeiras nove linhas, e que terra e capital são importantes fatores de produção

15. Para mais detalhes e explicação sobre essa abordagem, ver Robinson, Cattaneo e El-Said (1998, 2000).

nessas atividades. A SAM regional desagregada também mostra o maior uso relativo de capital em atividades de grande porte, excluídas as atividades de pequenas e grandes criações (pecuária), onde o fator terra parece ser o mais decisivo. O mesmo pode ser dito a respeito de atividades florestais, onde o fator terra representa 61% do total de fatores demandados. Atividades tais como alimentos processados, mineração e óleo, indústria, e construção são muito similares em termos de intensidade no uso de fatores entre os quais capital tem participação superior a 60% e o principal tipo de trabalho usado é o qualificado. As duas últimas atividades, comércio e transporte, e serviços, são aquelas relativamente mais intensivas no uso de trabalho qualificado. Na alocação de fatores de produção, essas duas atividades empregam cerca de 40% de trabalho qualificado e menos de 50% de capital.

TABELA 2
Intensidade no uso de fatores de produção por atividade e região
(Em %)

Atividades	Trabalho qualificado	Trabalho não-qualificado	Capital	Terra
Pequena produção agrícola anual	3,2	32,4	32,3	32,0
Grande produção agrícola anual	4,7	22,6	50,4	22,2
Pequena produção agrícola perene	10,9	47,6	30,4	11,1
Grande produção agrícola perene	15,8	37,1	34,0	13,1
Pequenas criações	1,9	30,5	30,5	37,1
Grandes criações	5,7	20,8	20,8	52,6
Pequenas propriedades agrícolas (outras)	4,3	37,6	27,8	30,5
Grandes propriedades agrícolas (outras)	14,1	23,7	34,3	27,9
Produtos florestais	4,2	15,9	19,1	60,7
Alimentos processados	13,3	8,7	78,0	-
Mineração e óleo	25,6	12,7	61,7	-
Indústria	31,1	7,1	61,8	-
Construção	11,5	9,8	78,7	-
Comércio e transporte	43,4	9,5	47,1	-
Serviços	37,8	18,4	43,7	-
Regiões				
Norte	27,1	20,5	46,1	6,2
Nordeste	30,0	18,5	48,1	3,4
Centro-Oeste	29,7	16,4	46,9	7,0
Sul/Sudeste	31,0	13,8	52,3	2,8
Total Brasil	30,6	15,0	51,0	3,4

Fonte: Cálculos dos autores a partir da SAM regional desagregada.
Obs.: Soma pode não ser 100 devido ao arredondamento.

A porção inferior da tabela 2 mostra a intensidade no uso de fatores de produção em nível regional, considerando a importância relativa do trabalho ponderada pelas participações das categorias de trabalho no perfil das classes de renda e do peso que têm nas diversas atividades da produção nacional. Nota-se que a região Sul/Sudeste é a que emprega maior proporção de capital e mão-de-obra qualificada e

menor proporção do fator terra entre todas as regiões analisadas, sendo esta a região responsável pela produção da maior proporção do PIB. Essa constatação não é surpresa por se tratar da menor região em termos geográficos, mas com maior renda em termos absolutos e relativos. A intensidade de uso do fator terra mostra que as regiões Norte e Centro-Oeste são as que utilizam mais intensivamente esse fator, devido estarem na região Norte as principais atividades florestais, e muitas grandes propriedades estarem localizadas na região Centro-Oeste. De acordo com a SAM utilizada, na média, e ponderada pelas informações dadas pelas tabelas A.3, A.4, A.5, e A.6 do apêndice, tem-se a seguinte composição do uso intensivo de fatores de produção para a economia brasileira: cerca de 30,6% de trabalho qualificado, 15% de trabalho não-qualificado,[16] 51% de capital, e 3,4% de fator terra.

O modelo CGE a ser adotado neste estudo é uma adaptação regional do chamado "modelo CGE padrão",[17] desenvolvido pelo Instituto Internacional de Pesquisa de Políticas de Alimentos – International Food Policy Research Institute (IFPRI);[18] segue a tradição neoclássica-estruturalista (Chenery, 1975) de modelagem apresentada em Dervis, De Melo e Robinson (1982); tem características importantes para países em desenvolvimento, incluindo autoconsumo de *commodities*, tratamento explícito de custos de transação, e distinção entre atividades produtivas e *commodities*;[19] consiste de um sistema de equações lineares e não-lineares, com restrições relacionadas ao mercado e aos agregados macroeconômicos, descrevendo os fluxos existentes na SAM. O principal papel desempenhado pelo sistema de equações é procurar descrever o exato comportamento dos agentes na economia. A seguir, as principais características do modelo são apresentadas, por meio da divisão da economia em dois blocos.

4.1 Preços, atividades, produção e mercados de fatores

No primeiro bloco, assume-se que os produtores em cada região maximizam lucros sujeitos à tecnologia adotada, e tomam preços como dados. A figura a seguir mostra que essa tecnologia é especificada por uma função de elasticidade de substituição constante – constant elasticity of substitution (CES) – ou uma função Leontief das quantidades de valor adicionado e insumos agregados intermediários.[20]

16. O Brasil é mais abundante em trabalho não-qualificado se considerarmos apenas o grau de instrução da população. Mas se considerarmos a sua importância econômica, nota-se pela parte inferior da tabela 3 que o trabalho qualificado é mais importante, ou seja, em média em todo o país utiliza-se o dobro desse tipo de trabalho do que o não-qualificado.

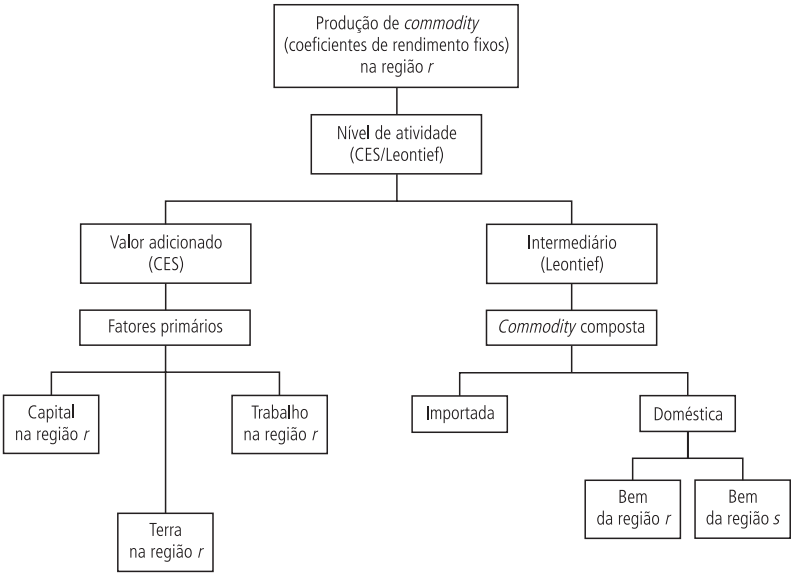
17. Alguns estudos que utilizam uma versão desse modelo são Lofgren, Robinson e Thurlow (2002), Thurlow e Van Seventer (2002) e Wobst (2002).

18. Para mais detalhes sobre esse modelo, ver Lofgren, Harris e Robinson (2001).

19. O modelo contou com um sistema de aproximadamente 5 mil equações, com 60 atividades (15 atividades para quatro regiões).

20. Apesar de o modelo permitir o uso de ambas as especificações, todas as atividades foram especificadas como uma função CES das quantidades de valor adicionado e insumos agregados intermediários.

Tecnologia de produção regional no modelo CGE padrão para o Brasil



O valor adicionado, por sua vez, é uma função CES dos insumos primários, e os insumos agregados intermediários são definidos por uma função Leontief desses insumos intermediários desagregados. Cada atividade regional produz uma ou mais *commodities*, ou qualquer *commodity* pode ser produzida por mais de uma atividade. No mercado de fatores, a quantidade ofertada de cada fator é fixa ao nível inicial (SAM). Trabalho é considerado móvel através dos setores dentro de uma mesma região, não permitindo movimentos migratórios. Capital e terra são considerados setor-específicos.[21] Trabalho deve ser realocado para usos mais produtivos depois da redução nas tarifas de importação. As atividades regionais pagam um salário específico por atividade que é o produto do salário geral para toda a economia e a constante salarial atividade-específica.[22] Os principais preços,

21. A justificativa teórica para esse procedimento se encontra no modelo de Fatores Específicos, versão de curto prazo do modelo de Heckscher-Ohlin, que pressupõe algum grau de mobilidade (intra-regional) para o trabalho, e nenhuma mobilidade para os demais fatores de produção: capital e terra (Baghwati; Panagariya; Srinivasan, 1998; Mussa, 1974; Amano, 1977). A impossibilidade de mobilidade inter-regional, além da restrição temporal da análise adotada neste estudo (curto/médio prazo), também é reforçada pelo fato de a análise de bem-estar ser aplicada a um país em desenvolvimento, e encontra suporte nos estudos de Davies e Rattso (2000), Fagernas (2004), Briones *et al.* (2006) e Vos (2007).

22. Devido à segmentação do mercado de trabalho nesse modelo, cada atividade ou setor deve contratar toda a mão-de-obra vigente no ano-base (SAM), ou seja, o trabalho é setor-específico, porém móvel dentro da mesma região. Assim, a constante salarial setor-específico, apesar do termo "constante", é aquela que se ajusta de modo a igualar-se ao total demandado e ofertado por mão-de-obra em cada setor. Com relação ao salário geral para toda a economia, o mesmo é considerado fixo pelo modelo aqui utilizado. Assim, o único termo que poderá sofrer mudanças no salário específico por atividade ou setor, após as simulações de reforma comercial, é o componente constante salarial setor-específico.

a produção e as equações das *commodities*[23] para cada região podem ser vistos no apêndice.

4.2 Instituições e os mercados de *commodities*

No segundo bloco, instituições incluem consumidores, governo, empresas e o resto do mundo. Consumidores recebem renda pelo pagamento do uso de fatores de produção e transferências de outras instituições. Seu consumo é alocado através de diferentes *commodities* de acordo com um Sistema de Dispêndio Linear – Linear Expenditure System (LES) – de demanda.[24] Empresas podem receber pagamentos diretos dos consumidores e transferências de outras instituições. Como as empresas não consomem, elas alocam sua renda em impostos diretos, poupança e transferências para outras instituições. O governo recebe pagamento de impostos (fixos na forma de taxas *ad valorem*) e transferências de outras instituições; usa essa renda para consumo e para transferências indexadas pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPC)[25] para outras instituições. As transferências de pagamentos do resto do mundo, de instituições domésticas e fatores são todas fixadas em moeda estrangeira. Poupança externa é a diferença entre despesas e receitas em moeda estrangeira.

O primeiro estágio no fluxo da produção regional consiste da produção doméstica agregada oriunda da produção regional das diferentes atividades de uma dada *commodity*. Uma função CES é usada como uma função de agregação. A produção doméstica agregada é alocada entre exportações e vendas domésticas regionais, em que fornecedores maximizam receitas de vendas para um dado nível de produção agregada, sujeito à transformação imperfeita entre exportações e vendas domésticas regionais por meio de uma função de Elasticidade de Transformação Constante – Constant Elasticity of Transformation (CET).

Todas as demandas pelos mercados domésticos são definidas como uma *commodity* composta pela produção doméstica e pelas importações. Assume-se que os compradores domésticos minimizam custo sujeito à imperfeita substitutibilidade. Isso também é captado pela função de agregação CES (Armington, 1969). As demandas derivadas por *commodities* importadas são fornecidas pelas respectivas

23. A descrição dos parâmetros e variáveis pode ser vista no apêndice. Para uma detalhada descrição do modelo, ver Bittencourt (2004).

24. A maior parte dos modelos de equilíbrio geral computáveis utiliza esse tipo de especificação para avaliação de políticas, pois demanda menos informações quanto às elasticidades e aos parâmetros no processo de calibração. No entanto, as conhecidas limitações da especificação LES, como ausência de complementaridade entre bens e proporcionalidade entre as elasticidades de renda e de preços – conseqüências de sua quase-linearidade –, podem ser apontadas como componentes a serem melhorados no modelo-padrão utilizado, pois uma especificação alternativa – Sistema de Demanda Quase Ideal (AIDS) ou CES – poderia trazer resultados melhores ou mais interessantes.

25. As transferências do governo indexadas pelo IPC fazem com que o modelo seja homogêneo de grau zero em preços.

ofertas internacionais que são infinitamente elásticas aos preços externos. Tarifas de importação e custos de transação fixos[26] são incluídos nos preços de importação pagos pelos compradores domésticos. A demanda derivada pela produção doméstica é atendida pela oferta doméstica e os preços pagos pelos compradores incluem custos de transação fixos de serviços. Os valores das elasticidades de substituição entre produtos importados e domésticos são baseados em Tourinho, Kume e Pedroso (2002), que estimaram as elasticidades de Armington para 28 setores industriais no Brasil para o período 1986-2001. Outras elasticidades foram obtidas de Asano e Fiuza (2001).

O fechamento macroeconômico usado aqui trata a poupança do governo[27] como um resíduo flexível enquanto todas as taxas de impostos são fixas. Como resultado, o consumo do governo é fixo, seja em termos reais ou como proporção da absorção nominal. No equilíbrio externo, a taxa real de câmbio[28] é flexível enquanto a poupança externa é fixa. O equilíbrio poupança-investimento é do tipo *investment-driven*. Para gerar poupança que iguale o custo da cesta de investimentos, as taxas de poupança no ano-base das instituições não-governamentais são ajustadas.

4.3 Medidas de desigualdade

Conforme os teoremas de Heckscher-Ohlin-Samuelson e Stolper-Samuelson, a relação entre o crescimento do comércio internacional e a distribuição salarial tem levado muitos economistas a concluírem que a recente internacionalização das economias tem contribuído para aumentar a desigualdade salarial em países desenvolvidos, onde o trabalho qualificado é relativamente mais abundante que o não-qualificado (Arbache, 2001). Os teoremas citados ainda são os principais instrumentos analíticos usados para explicar a relação entre comércio internacional e distribuição da renda, mas o caso dos países em desenvolvimento tem recebido menos atenção. Nestes, ao contrário dos países desenvolvidos, a desigualdade salarial deveria ser menor com a abertura comercial.[29]

Para verificar os impactos da redução das tarifas de importação nos consumidores pobres e na distribuição de renda, precisamos definir os instrumentos a

26. Aqui não são os custos de transação dos serviços de importação que são fixos, mas sim suas quantidades por unidade de produto importado – as quais cobrem os custos de transferir um produto importado da fronteira, ou do porto, até o consumidor. Os custos de transação variam conforme os preços dos produtos importados sofram alteração e/ou quando os preços dos serviços de importação (transação) sofram mudanças.

27. A poupança do governo é definida como a diferença entre receitas e despesas correntes do governo.

28. A política cambial brasileira em anos recentes permite flutuações cambiais dentro de uma banda controlada e determinada pelo Banco Central (BCB).

29. É de se esperar que os países em desenvolvimento tenham maior proporção de mão-de-obra não-qualificada que, após a abertura comercial, teria seus salários aumentados, e os salários dos trabalhadores qualificados sofreriam redução, contribuindo assim para reduzir a desigualdade salarial.

serem usados para quantificar tais efeitos. Quando simulações de políticas são feitas, preços dos fatores de produção, transferências ou outras variáveis endógenas podem se alterar, o que modifica não somente a renda líquida total dos consumidores, mas também a distribuição da renda[30] (Khan, 1997).

Este estudo utiliza pioneiramente como medidas de desigualdade a serem usadas em nível regional o coeficiente de Gini e algumas medidas de desigualdade de entropia generalizada desenvolvidas por Theil, Hirschman-Herfindahl (H-H) e Bourguignon. Conforme Silber (1989), Dagum (1997), e Mussard, Seyte e Terraza (2003), pode-se decompor o coeficiente de Gini em componentes de fatores quando fontes detalhadas de renda estão disponíveis. É possível decompor a desigualdade dentre e entre classes de desigualdade quando existem grupos com diferentes faixas de renda. Os dados disponíveis contêm não só diferentes grupos de consumidores agrupados por classes de renda, mas também por localização (urbano e rural), ou subgrupos da população, com fontes de renda oriundas de diferentes atividades e regiões.

5 SIMULAÇÕES DE POLÍTICAS COMERCIAIS

A implementação do modelo é feita em dois estágios. No primeiro, o modelo é resolvido para a SAM (base), sem a imposição de mudanças nos parâmetros ou nas variáveis exógenas. Os valores da base são, então, comparados com os resultados das simulações que são implementadas no segundo estágio. Neste, o conjunto de parâmetros e/ou variáveis exógenas é modificado para ilustrar a alteração na política comercial ou um choque exógeno nos preços dos bens comercializáveis. As soluções do modelo modificado (simulações) e as do modelo-base[31] (*benchmark*) são, finalmente, comparadas.

O modelo regional de equilíbrio geral permite avaliar os efeitos de curto/médio prazo causados pelas reduções nas tarifas de importação[32] nos níveis de bem-estar dos consumidores (ganhos e perdas). Através de dois cenários, este estudo compara os impactos de uma liberalização para toda a economia com os efeitos de uma reforma

30. Para cada grupo de renda avaliam-se os ganhos e perdas de bem-estar oriundos da eliminação nas tarifas de importação por meio de variações na medida de bem-estar utilizada – a variação equivalente (EV). Conforme De Melo e Tarr (1992), essa é uma medida hicksiana exata da mudança no excedente do consumidor, sendo dada por $EV = e\,[p^0, v\,(p^1, y^1)] - e\,[p^0, v\,(p^0, y^0)]$, onde o primeiro termo é a renda mínima necessária para atingir o nível de utilidade $v\,(p^1, y^1)$, aos preços iniciais p^0 (anteriores à redução nas tarifas de importação).

31. O processo de calibração envolve muitos parâmetros a serem obtidos a partir da SAM. Com o algoritmo de solução (*solver*) PATH, que resolve o modelo de equilíbrio geral mediante um sistema de equações não-lineares (NCP) e com as informações fornecidas das principais elasticidades específicas para o Brasil utilizadas no modelo, não houve nenhum problema para se obter a correta calibração e reprodução dos valores básicos da SAM neste processo. No *software* GAMS essa rotina é executada com determinados níveis de tolerância numérica de modo a se reproduzirem os dados da SAM original (inicialmente balanceada) nesse processo de calibração que, solucionado, determina os resultados do modelo-base (*benchmark*).

32. As tarifas de importação referidas aqui são as arrecadadas ou coletadas, as quais podem ser obtidas diretamente da SAM (baseada na matriz de insumo-produto de 1995).

limitada a alguns setores. No entanto, os resultados devem ser analisados com cuidado por se tratar de simulações de liberalização unilateral, sem contabilizar possíveis efeitos decorrentes da remoção de barreiras às exportações brasileiras, o que seria necessário caso se investigassem os impactos de acordos comerciais sobre a economia brasileira. Os cenários utilizados são:

Cenário 1: simulação que consiste na eliminação das tarifas de importação para todas as atividades.[33] O objetivo é verificar quais atividades trazem impactos negativos para as famílias mais pobres após a eliminação das tarifas de importação.

Cenário 2: simulação que consiste na eliminação de tarifas de importação para atividades ou setores específicos. O *rationale* para esse conjunto de simulações é verificar quais seriam os ganhos de bem-estar para as famílias após a identificação e a exclusão da reforma comercial dos setores ou atividades que trazem perdas para as famílias mais pobres.

De acordo com o modelo de Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS), como o Brasil protege os setores que usam capital mais intensivamente, após a eliminação das tarifas de importação esses setores devem sofrer perdas, e aqueles que utilizam mais intensivamente trabalho devem ganhar. Quase 20% dos trabalhadores de baixa renda estão empregados na agricultura, que deve expandir-se com a reforma comercial, trazendo ganhos de bem-estar para as respectivas famílias (mão-de-obra menos qualificada) em áreas rurais e contribuindo para melhorar a distribuição de renda. No setor industrial, exatamente o oposto deverá ser observado, pois como a mobilidade do capital é limitada e, conforme os dados da SAM, as atividades industriais são relativamente mais abundantes em capital e mão-de-obra qualificada, as políticas comerciais advindas dos cenários a serem analisados deverão trazer resultados negativos quanto à distribuição de renda.

5.1 Liberalização comercial para todas as atividades (cenário 1)[34]

5.1.1 Impactos em nível nacional

Os resultados da simulação em nível nacional para todas as atividades são mostrados na tabela 3. As importações aumentam 12,4% após a eliminação das tarifas de

33. Em geral, a tarifa de importação nominal média no Brasil está em torno de 13%, como observado por Estevadeordal, Goto e Saez (2000), Leipziger *et al.* (1997), e Monteagudo e Watanuki (2002). Alguns setores apresentam, em média, baixos níveis de proteção, mas existem produtos específicos cujas tarifas de importação são muito elevadas. Como exemplo, temos a tarifa média de importação da indústria de aproximadamente 10,6%, sendo que a tarifa de importação de veículos é superior a 39%, e a de roupas e calçados, 18,3%.

34. Em ambos os cenários simulados foram feitas análises sistemáticas de sensibilidade mediante o uso da simulação de Monte Carlo, sugerido por Harrison *et al.* (2003) para as principais elasticidades utilizadas no artigo, e as elasticidades de Armington, que tiveram como valores iniciais as elasticidades estimadas por Tourinho, Kume e Pedroso (2002) para o Brasil. A principal variável estudada na análise de sensibilidade foi a variação de bem-estar. Os resultados da eliminação das tarifas de importação foram repetidos 300 vezes com igual peso para cada simulação de Monte Carlo, e mostraram que os resultados inicialmente obtidos por meio do uso das elasticidades estimadas por Tourinho, Kume e Pedroso (2002) foram bastante robustos. As maiores variações foram de 1,25% para os consumidores rurais de baixa renda e as menores foram de –0,9% para os consumidores urbanos de baixa renda (tabela A.7 do apêndice).

importação. Exportações aumentam 14,4%, com uma depreciação da taxa de câmbio real de 4,4%, de modo a manter a poupança externa fixa, conforme fechamento do modelo descrito na seção 4. Preços mais baixos das *commodities* importadas reduzem o custo de bens intermediários para produtores domésticos que, junto com o aumento nas exportações, induzem a um aumento na produção.[35] Reduções nas tarifas de importação ocasionam uma queda nas receitas governamentais, resultando numa diminuição da poupança do governo em 0,9%.

TABELA 3
Resultados da simulação em nível nacional da eliminação das tarifas de importação para toda a economia (cenário 1) – mudança percentual dos valores do *benchmark* (base)

	Mudança percentual
Absorção	0,1
Consumo privado	0,1
Exportações	14,4
Importações	12,4
Taxa de câmbio real	4,4
Participação no PIB	
Investimento	–0,2
Poupança privada	0,5
Poupança externa	0,1
Poupança do governo	–0,9
Receita tarifária	–0,9
Receita de impostos diretos	0,1
Variação equivalente	
Consumidor rural de baixa renda	0,7
Consumidor rural de média renda	0,7
Consumidor urbano de baixa renda	–0,7
Consumidor urbano de média renda	0,0
Consumidor de alta renda	0,3
Bem-estar total	0,1
Coeficiente de Gini	–0,2
Índice de Theil	–0,3

Fonte: Cálculos dos autores.

Os impactos em nível nacional das reduções de tarifas de importações no bem-estar foram positivos. O nível de bem-estar melhorou para todos os consumidores, com exceção dos consumidores de baixa renda em áreas urbanas. Os consumidores mais pobres, formados pelos consumidores de baixa e média rendas de áreas rurais, tiveram acréscimos nos seus níveis de bem-estar após a reforma comercial analisada. Assim não é surpresa que o coeficiente de Gini e o índice de Theil tenham sofrido redução depois da remoção das tarifas de importação. O coeficiente de Gini caiu

35. Produtos hortícolas, florestais e industriais tiveram grandes aumentos nas exportações após eliminação das tarifas de importações.

de 0,5054 (base) para 0,5045 (com a remoção total das tarifas de importação). O índice de Theil na base era 0,6344 e, após a eliminação das tarifas de importação, caiu para 0,6327. Esses resultados enfatizam que a preocupação com a igualdade na distribuição de renda não é equivalente à preocupação com a pobreza, pois as simulações de comércio analisadas nesta seção resultaram em uma melhora na distribuição, mas com um aumento na pobreza em áreas urbanas.[36]

O resultado esperado do primeiro cenário seria o de que a liberalização comercial traria ganhos para todos os consumidores pobres, pois haveria uma transferência de recursos das atividades com uso mais intensivo de capital para atividades que utilizam mais intensivamente trabalho não-qualificado e/ou atividades com uso menos intensivo de capital, aumentando o salário do trabalho menos qualificado relativamente ao retorno do capital e do salário qualificado.

As mudanças de preços resultantes da liberalização comercial afetam os incentivos à produção de bens específicos e a tecnologia neles utilizada. O teorema de Stolper-Samuelson (TSS) prevê que, atendidas algumas condições particulares, um aumento no preço da *commodity* que é mais intensiva na utilização de trabalho não-qualificado irá aumentar o salário real do trabalho não-qualificado e reduzir o salário do trabalho qualificado. Os resultados obtidos para os consumidores em áreas rurais foram exatamente aqueles previstos pelo TSS. Mas o que pode ser dito a respeito dos resultados obtidos para os pobres que vivem em áreas urbanas? De acordo com Winters (2002), apesar da sua elegância teórica, o TSS não é robusto o bastante para explicar totalmente a conexão entre comércio e pobreza no mundo real. Um dos complicadores é o problema da dimensionalidade. O TSS é resultado de um modelo teórico altamente agregado. Os resultados podem ser bastante diferentes dos previstos pelo TSS quando existem muitas atividades, *commodities* e também fatores de produção que não são móveis através das atividades. Outra complicação está no fato de o TSS ignorar bens não-comercializáveis. Em nosso modelo, os preços desses bens são determinados de forma a atender às condições de *market clearing* do mercado doméstico. Assim, choques de comércio induzem mudanças na taxa de câmbio real,[37] e se os bens comercializáveis e não-comercializáveis têm diferentes intensidades de uso de fatores, os efeitos nos mercados de fatores podem ser bastante diferentes daqueles previstos pelo TSS (Lal, 1986).

Como o Brasil utiliza intensivamente mão-de-obra não-qualificada em determinadas atividades, a eliminação de tarifas de importação deveria implicar a melhoria dos níveis de bem-estar dos trabalhadores. De acordo com a tabela 2, no Brasil o trabalho menos qualificado (característico dos mais pobres) é um dos

36. Deve-se notar que este estudo não emprega nenhuma medida explícita de pobreza, mas utiliza uma variação negativa no nível de bem-estar como *proxy* do aumento de pobreza.

37. A taxa de câmbio real em nosso modelo é representada pela relação de preços dos bens comercializáveis e não-comercializáveis.

principais fatores de produção, usados mais intensivamente na produção de produtos comercializáveis, principalmente nas regiões rurais. De acordo com Winters (2002), as atividades agrícolas deveriam ser aquelas que realmente ganham com o livre-comércio porque estas apresentam uma grande proporção de trabalhadores não-qualificados. Os resultados para os consumidores rurais na tabela 3 são consistentes com o TSS.

Os pobres nas áreas urbanas sofrem efeitos negativos após a remoção das tarifas de importação e, conforme informações da tabela 2, o uso intensivo de mão-de-obra qualificada nas atividades industriais é maior relativamente à mão-de-obra não-qualificada, o que também confirma o TSS e o modelo HOS para o caso das áreas urbanas. Alguns estudos, como Robbins (1994, 1995), Beyer, Rojas e Vergara (1999), Robbins e Gindling (1999) e Arbache (2001), argumentam que a liberalização comercial pode aumentar a desigualdade salarial, talvez como conseqüência de uma modernização tecnológica maior, aumentando a demanda por trabalho mais qualificado. Outros estudos, tais como Arbache e Corseuil (2000), Barros, Henriques e Mendonça (2001), Menezes-Filho e Rodrigues Júnior (2001), e Maia (2001), vão contra os resultados previstos pela teoria tradicional do comércio e suas conclusões indicam um impacto negativo ou incerto da liberalização no mercado de trabalho brasileiro.

5.1.2 Impactos regionais

O efeito regional da liberalização comercial na agricultura traz ganhos de bem-estar para todos os consumidores rurais, com um maior aumento nos salários dos trabalhadores menos qualificados.

A região Sul/Sudeste é a mais desenvolvida e próspera do país, onde a maior parte da produção agrícola e industrial está situada, sendo responsável por mais de 90% do PIB total. Essa região tem maior proporção de consumidores, dotação de recursos, proporção de trabalhadores qualificados e capital que qualquer outra região.

Na tabela 4 têm-se as principais conseqüências da liberalização comercial na região Sul/Sudeste. Os preços e a produção na indústria e na construção caem, principalmente no caso da indústria que, com a queda na proteção tarifária, passa a apresentar maiores perdas devido à importação de produtos similares. O oposto ocorre com os produtos agropecuários em geral. O maior aumento de produção ocorre com a atividade exploração de mineração e óleo.

O maior decréscimo na produção de produtos florestais e na indústria se deve à grande redução no preço do capital, conforme tabelas 4 e 5. A atividade mineração e óleo tem um aumento relativamente expressivo na produção, mesmo com a elevação dos preços da mão-de-obra e do capital (valor adicionado), os quais são transmitidos para todas as categorias de consumidores.

TABELA 4

Resultados da simulação para a região Sul/Sudeste da eliminação das tarifas de importação para toda a economia (cenário 1) – mudança percentual dos valores do *benchmark* (base)

Atividades	Preços: produtos finais	Produção	Preços: produtos intermediários agregados	Preços: valor adicionado
Pequena produção agrícola anual	0,24	–0,25	0,01	0,50
Grande produção agrícola anual	1,32	1,44	–3,14	–0,24
Pequena produção agrícola perene	1,28	1,20	–0,40	2,17
Grande produção agrícola perene	1,00	2,00	–0,76	2,42
Pequenas criações	2,80	1,00	1,65	3,25
Grandes criações	2,20	1,63	0,61	3,30
Pequenas propriedades agrícolas (outras)	1,05	0,11	0,53	1,33
Grandes propriedades agrícolas (outras)	0,91	–0,03	0,70	1,28
Produtos florestais	–2,43	–2,42	–1,03	–3,94
Alimentos processados	2,07	1,12	1,67	3,11
Mineração e óleo	3,02	6,03	0,03	8,66
Indústria	–1,28	–0,38	–1,09	–1,63
Construção	–0,64	0,14	–0,74	–0,51
Comércio e transporte	0,75	2,27	–0,84	2,08
Serviços	0,64	0,25	–0,07	1,02

Fonte: Cálculos dos autores.

TABELA 5

Preços de fatores por atividade na região Sul/Sudeste após eliminação das tarifas de importação para toda a economia (cenário 1) – mudança percentual dos valores do *benchmark* (base)

Atividades	Trabalho qualificado	Trabalho não-qualificado	Capital	Terra
Pequena produção agrícola anual	1,91	2,01	–0,09	–0,09
Grande produção agrícola anual	1,91	2,01	–1,07	–1,07
Pequena produção agrícola perene	1,91	2,01	2,44	2,44
Grande produção agrícola perene	1,91	2,01	2,92	2,92
Pequenas criações	1,91	2,01	3,84	3,84
Grandes criações	1,91	2,01	3,81	3,81
Pequenas propriedades agrícolas (outras)	1,91	2,01	0,90	0,90
Grandes propriedades agrícolas (outras)	1,91	2,01	0,80	0,80
Produtos florestais	1,91	2,01	–4,72	–4,72
Alimentos processados	3,11	3,11	3,11	-
Mineração e óleo	8,66	8,66	8,66	-
Indústria	–1,63	–1,63	–1,63	-
Construção	–0,51	–0,51	–0,51	-
Comércio e transporte	1,29	1,08	3,00	-
Serviços	1,29	1,08	0,84	-

Fonte: Cálculos dos autores.

Apesar de os salários pagos ao trabalho não-qualificado terem tido um aumento relativo maior quando comparado com os pagamentos ao trabalho qualificado (tabela 5), essa diferença é insuficiente para superar as perdas advindas da indústria, principal gerador de renda para as famílias urbanas pobres nessa região. Ganhos na renda do trabalho ocorrem nas regiões Norte e Centro-Oeste, mas principalmente para a população rural.[38]

De acordo com a tabela 6, os consumidores urbanos de baixa renda (*hurblow*) parecem perder significativa proporção da sua renda devido às perdas da indústria. A razão para isso está no fato de esses consumidores serem a principal fonte de mão-de-obra empregada nesse setor em áreas urbanas.

TABELA 6
Pagamento pelo uso da mão-de-obra na região Sul/Sudeste após eliminação das tarifas de importação para toda a economia (cenário 1) – mudança percentual dos valores do *benchmark* (base)

Trabalho usado	*Hrurlow* [a]	*Hrurmed* [b]	*Hurblow* [c]	*Hurbmed* [d]	*Hhigh* [e]
Alimentos processados					
Qualificado	-	-	3,11	3,11	3,11
Não-qualificado	3,11	3,11	3,11	3,11	3,11
Mineração e óleo					
Qualificado	-	-	8,66	8,66	8,66
Não-qualificado	8,66	8,66	8,66	8,66	8,66
Indústria					
Qualificado	-	-	–1,63	–1,63	–1,63
Não-qualificado	–1,63	–1,63	–1,63	–1,63	–1,63
Construção					
Qualificado	-	-	–0,51	–0,51	–0,51
Não-qualificado	–0,51	–0,51	–0,51	–0,51	–0,51
Serviços					
Qualificado	-	-	1,29	1,29	1,29
Não-qualificado	1,08	1,08	1,08	1,08	1,08
Agricultura					
Qualificado	1,91	1,91	-	-	-
Não-qualificado	2,01	2,01	-	2,01	2,01

Fonte: Cálculos dos autores.

[a] *Hurblow* = consumidor urbano de baixa renda.

[b] *Hurbmed* = consumidor urbano de média renda.

[c] *Hrurlow* = consumidor rural de baixa renda.

[d] *Hrurmed* = consumidor rural de média renda.

[e] *Hhigh* = consumidor de alta renda.

Mas quais são os impactos da liberalização comercial sobre a desigualdade de renda regional? A tabela 7 mostra que a desigualdade na distribuição de renda

38. As respectivas tabelas para essas regiões não foram disponibilizadas por restrições de espaço.

TABELA 7
Medidas de desigualdade de renda regional antes e após a eliminação de tarifas de importação para toda a economia

Índices	Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sul/Sudeste	
	Base[a]	Sim[b]	Base	Sim	Base	Sim	Base	Sim
Gini	0,258	0,255	0,353	0,352	0,402	0,400	0,475	0,474
Theil	0,115	0,113	0,229	0,227	0,275	0,272	0,390	0,388
H-H	0,106	0,104	0,201	0,200	0,275	0,273	0,388	0,386
Bourguignon	0,139	0,136	0,310	0,308	0,342	0,337	0,526	0,522

Fonte: Cálculos dos autores.

[a] Base indica os valores da solução de *benchmark* (base).

[b] Sim indica os valores após a simulação.

inter-regional é levemente reduzida depois da eliminação das tarifas de importação para todas as regiões. No entanto, indaga-se: quais são as principais mudanças ocorridas entre as regiões? A tabela 8 indica alguns elementos que podem ser úteis para responder a essa questão. Nessa tabela temos a decomposição das quatro medidas de desigualdade usadas. A maior parte da desigualdade de renda no país parece ser oriunda da desigualdade de renda do trabalho existente entre as quatro regiões brasileiras analisadas.[39] De acordo com o coeficiente de Gini, 78,6% da desigualdade total de renda do trabalho[40] se deve à desigualdade na distribuição dessa renda entre regiões. Somente o coeficiente de Gini pode proporcionar a intensidade de "transvariação" (4,8%), que representa a parte das disparidades entre regiões com

TABELA 8
Contribuição das quatro decomposições para a desigualdade da distribuição da renda total do trabalho antes e depois da simulação

Índices	Componente dentro da região (%)		Componente entre regiões (%)		% de transvariação	
	Base[a]	Sim[b]	Base	Sim	Base	Sim
Gini	16,6	16,6	78,6	78,6	4,8	4,8
Theil	40,2	40,2	59,8	59,8	-	-
H-H	58,2	58,1	41,8	41,9	-	-
Bourguignon	37,5	37,4	62,5	62,6	-	-

Fonte: Cálculos dos autores.

[a] Base indica os valores da solução de *benchmark* (base).

[b] Sim indica os valores após a simulação.

39. O índice H-H foi o único a indicar que a desigualdade dentro das regiões é o mais importante componente para explicar a desigualdade global.

40. As rendas oriundas do pagamento dos fatores capital e terra não foram utilizadas para as análises de distribuição de renda a nível regional. A razão para isso está na SAM e no próprio modelo utilizado, em que os pagamentos pelo uso destes fatores são feitos indiretamente às famílias, diferentemente dos salários oriundos das distintas atividades regionais, salários cujos setores e regiões de origem podem ser completamente monitorados. No caso dos fatores capital e terra, os pagamentos pelo seu uso são feitos diretamente à "instituição" empresa, em que as famílias têm participação. Assim, essa renda é distribuída em determinada proporção às famílias, mas não se pode identificar a origem da renda quanto às atividades e regiões. Tem-se essa informação apenas em nível agregado, refletida nos índices de Theil e de Gini constantes nas tabelas dos resultados das simulações em nível nacional.

distribuições em comum.[41] Assim, a simulação mostra que a estrutura da desigualdade entre e dentro das regiões do Brasil não se altera, mas enfatiza que a desigualdade de renda entre regiões é mais importante que a existente dentro das regiões.

Pode-se notar a importância relativa das quatro regiões na desigualdade dentro de determinada região. A multidecomposição dos quatro índices de desigualdade mostra que a liberalização comercial parece pouco contribuir para diminuir a desigualdade total entre regiões (tabela 9). A região Sul/Sudeste é a que mais contribui não só para aumentar a desigualdade na distribuição de renda entre regiões, mas também dentro da região. Ou seja, a principal contribuição para a desigualdade na distribuição de renda dentro das regiões vem da região Sul/Sudeste. De acordo com o coeficiente de Gini, cerca de 13% da desigualdade de renda total é originada da desigualdade existente dentro da região Sul/Sudeste (tabela 9).

TABELA 9
Contribuição regional da desigualdade da distribuição de renda total do trabalho antes e depois da simulação
(Em %)

Índices	Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sul/Sudeste	
	Base[a]	Sim[b]	Base	Sim	Base	Sim	Base	Sim
Gini	0,5	0,5	2,0	2,1	1,2	1,2	12,9	12,8
Theil	0,7	0,6	4,2	4,2	2,5	2,6	32,8	32,8
H-H	0,07	0,07	1,4	1,4	0,5	0,5	56,2	56,2
Bourguignon	3,9	3,9	8,8	8,8	9,7	9,7	15,0	15,0

Fonte: Cálculos dos autores.

[a] Base indica os valores da solução de *benchmark* (base).

[b] Sim indica os valores após a simulação.

5.2 Liberalização comercial setorial (cenário 2)

O principal objetivo desta subseção é verificar a possibilidade de se identificar algum setor no qual uma redução na tarifa de importação causa efeitos negativos aos mais pobres. As simulações no cenário 2 consistem na eliminação das tarifas de importação para setores específicos. Diferentemente do cenário anterior, os setores aqui são divididos em cinco grupos: *a*) agricultura (AGR), composto por atividades que produzem milho, arroz, soja, feijão, produtos perenes, produtos de produção anual, produtos hortícolas, produtos florestais, carne de gado, carne de frango, leite, açúcar, e outros produtos agropecuários; *b*) anual (ANN), composto por *commodities* anuais como milho, arroz, soja, feijão, outros produtos anuais e produtos hortícolas; *c*) perene (PER), que inclui café, cacau, mandioca, produtos perenes e produtos florestais; *d*) industrial (IND), composto por produtos industriais, produtos oriundos de mineração, derivados de petróleo e alimentos processados; e *e*) o último grupo, que é composto por indústria e agricultura (MIX).

41. O valor baixo da transvariação não foi surpresa devido à maneira como a SAM utilizada foi desagregada, pois a renda do trabalho é oriunda de atividades especificadas por região, sem sobreposição de fontes de renda.

A liberalização comercial somente no setor agrícola não traz consideráveis alterações na economia no curto/médio prazo. Os impactos no comércio são pequenos, sem mudança substancial nas medidas de desigualdade. Entretanto, os mais pobres nas áreas rurais acabam perdendo, o que é previsível devido à redução de bem-estar para essas famílias. Nesse caso, os recursos da agricultura poderiam ser realocados para os setores mais intensivos no uso de capital. Por outro lado, os consumidores das áreas urbanas experimentariam ganhos com a eliminação das tarifas de importação na agricultura (tabela 10). A desigualdade na distribuição de renda não sofre redução em nenhuma região, como se pode notar na tabela 11.

A tabela 10 mostra que os consumidores das famílias pobres das regiões rurais são os maiores perdedores da liberalização comercial somente no setor agrícola. Depois da remoção da tarifa do setor que usa trabalho mais intensivamente, com uma oferta fixa de capital, o trabalho migra para setores que utilizam mais intensivamente capital cuja produção, conseqüentemente, aumenta. O resultado final é a redução nos salários em ambos os setores.

TABELA 10

Resultados da simulação de eliminação de tarifas de importação em nível setorial (cenário 2) – mudança percentual dos valores do *benchmark* (base)

	Eliminação das tarifas de importação				
	AGR	ANN	PER	IND	MIX
Absorção	-	-	-	0,1	0,1
Consumo privado	-	-	-	0,1	0,1
Exportações	1,3	0,9	0,4	13,1	14,1
Importações	1,3	0,8	0,5	11,2	12,1
Taxa de câmbio real	0,2	0,2	0,1	4,2	4,3
Participação no PIB (%)					
Investimento	-	-	-	–0,2	–0,2
Poupança privada	-	-	-	0,5	0,5
Poupança externa	-	-	-	0,1	0,1
Poupança do governo	-	-	-	–0,8	–0,8
Receita tarifária	–0,1	-	-	–0,9	–0,9
Receita de impostos diretos	-	-	-	0,1	0,1
Variação equivalente (%)					
Consumidor rural de baixa renda	–0,4	–0,4	–0,02	1,1	1,0
Consumidor rural de média renda	–0,4	–0,3	–0,03	1,0	0,9
Consumidor urbano de baixa renda	0,2	0,1	0,02	–0,8	–0,7
Consumidor urbano de média renda	0,1	0,1	0,03	–0,2	–0,1
Consumidor de alta renda	-	-	-	0,3	0,3
Bem-estar total	0,02	0,01	-	0,1	0,1
Coeficiente de Gini	-	-	-	–0,2	–0,2
Índice de Theil	-	-	-	–0,4	–0,3

Fonte: Cálculos dos autores.

TABELA 11
Medidas de desigualdade de renda regional antes e após a eliminação das tarifas de importação para o setor agrícola

Índices	Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sul/Sudeste	
	Base[a]	Sim[b]	Base	Sim	Base	Sim	Base	Sim
Gini	0,258	0,259	0,353	0,354	0,402	0,403	0,475	0,476
Theil	0,115	0,116	0,229	0,231	0,275	0,276	0,390	0,391
H-H	0,106	0,106	0,201	0,203	0,275	0,276	0,388	0,389
Bourguignon	0,139	0,140	0,310	0,315	0,342	0,344	0,526	0,528

Fonte: Cálculos dos autores.

[a] Base indica os valores da solução de *benchmark* (base).

[b] Sim indica os valores após a simulação.

Como esperado, o setor industrial desempenha o papel mais importante na tentativa brasileira de liberalização comercial em virtude da existência de um alto grau de proteção nesse setor por muitas décadas. Os resultados na tabela 10 mostram um aumento bastante significativo no comércio, com uma desvalorização da taxa de câmbio real.[42] O principal impacto negativo acontece, mais uma vez, nas famílias pobres das áreas urbanas, cujos níveis de bem-estar sofrem redução com tal reforma comercial. Como esperado, as famílias pobres rurais têm ganhos de bem-estar com a eliminação da proteção nos setores que usam capital mais intensivamente.

Como foi visto, a eliminação das tarifas de importação na indústria prejudicam as famílias urbanas de baixa e média rendas. As famílias pobres das áreas rurais, por outro lado, têm aumento de bem-estar com a reforma comercial, por meio de aumento nos níveis salariais. Apesar de os consumidores urbanos perderem, existe uma melhora na distribuição de renda dentro das regiões (tabela 12).

A eliminação de tarifas de importação na agricultura resultou em reduções de bem-estar para famílias de baixa e média rendas em áreas rurais, sendo que resultados similares ocorreram para famílias de baixa e média rendas em áreas urbanas após eliminação de tarifas de importação na indústria.

TABELA 12
Medidas de desigualdade de renda regional antes e após a eliminação das tarifas de importação na indústria

Índices	Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sul/Sudeste	
	Base[a]	Sim[b]	Base	Sim	Base	Sim	Base	Sim
Gini	0,258	0,255	0,353	0,350	0,402	0,400	0,475	0,474
Theil	0,115	0,112	0,229	0,225	0,275	0,272	0,390	0,387
H-H	0,106	0,103	0,201	0,198	0,275	0,272	0,388	0,385
Bourguignon	0,139	0,135	0,310	0,304	0,342	0,336	0,526	0,520

Fonte: Cálculos dos autores.

[a] Base indica os valores da solução de *benchmark* (base).

[b] Sim indica os valores após a simulação.

42. Um aumento no valor da taxa de câmbio em nosso modelo representa uma desvalorização.

Quando a liberalização comercial ocorre como uma combinação dos setores agrícola e industrial (MIX), ela produz perdas para as famílias urbanas de média e baixa rendas (tabela 10). Apesar de as implicações de bem-estar advindas da política comercial combinada para esses dois setores não se mostrarem favoráveis para os consumidores de áreas urbanas (tabela 10), a desigualdade da renda regional diminui (tabela 13). No entanto, os valores não diferem significativamente daqueles valores da tabela 12 (liberalização comercial somente na indústria).

TABELA 13
Medidas de desigualdade de renda regional antes e após a eliminação das tarifas de importação conjuntamente na agricultura e na indústria

Índices	Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sul/Sudeste	
	Base[a]	Sim[b]	Base	Sim	Base	Sim	Base	Sim
Gini	0,258	0,256	0,353	0,351	0,402	0,400	0,475	0,474
Theil	0,115	0,113	0,229	0,226	0,275	0,272	0,390	0,387
H-H	0,106	0,104	0,201	0,199	0,275	0,272	0,388	0,386
Bourguignon	0,139	0,136	0,310	0,305	0,342	0,336	0,526	0,521

Fonte: Cálculos dos autores.

[a] Base indica os valores da solução de *benchmark* (base).

[b] Sim indica os valores após a simulação.

6 CONCLUSÕES

Um modelo estático de CGE foi utilizado para avaliar políticas de reforma comercial no Brasil sob dois cenários, por meio de uma matriz de contabilidade social (SAM) regionalizada com 15 atividades em cada uma das quatro regiões e cinco categorias de consumidores. Os experimentos do modelo foram divididos em dois estágios. No primeiro cenário, o modelo considerou somente uma redução global nas tarifas de importação para toda a economia. O segundo cenário consistiu em reduções nas tarifas de importação para setores específicos e combinações dos mesmos.

As principais conseqüências regionais de uma redução nas tarifas de importação para toda a economia resultaram nas seguintes conclusões:

a) existe um ganho global de bem-estar como conseqüência da reforma comercial;

b) consumidores pobres em áreas urbanas perdem, o que indica a presença de um *trade-off* entre ganhos agregados de bem-estar e as perdas para famílias de baixa renda em áreas urbanas após redução nas tarifas de importação, como encontrado por Harrison, Rutherford e Tarr (2003) para a Turquia;

c) desigualdade na distribuição de renda em níveis nacional e regional é reduzida entre consumidores, assim como encontrado em Ferreira Filho e Horridge

(2004, 2006), contrastando com resultados obtidos por Haddad (1999) e Haddad, Domingues e Perobelli (2002);[43]

d) a redução ou eliminação das tarifas de importação não é suficiente para mudar a estrutura da desigualdade na distribuição de renda regional;

e) a região Sul/Sudeste tem o maior e mais importante peso na determinação da desigualdade na distribuição de renda entre as regiões brasileiras; e

f) os maiores impactos regionais da reforma comercial analisada indicam um padrão similar para todo o país. A indústria sofre impactos negativos, com uma redução na renda e bem-estar para as famílias de baixa renda empregadas nesse setor.

No segundo cenário, os principais resultados da eliminação das tarifas de importação parecem validar as tradicionais teorias do comércio internacional. A reforma comercial na agricultura leva a perdas de bem-estar para as famílias pobres rurais, com resultados similares ocorrendo para as famílias pobres em áreas urbanas, após a reforma comercial realizada somente na indústria. Como conseqüência, uma combinação da redução de tarifas de importação na agricultura e indústria foi simulada de modo a se obter uma política alternativa que não prejudicasse os consumidores mais pobres. Os resultados foram similares àqueles encontrados no cenário 1, que confirmaram a perda de bem-estar sofrida pelos pobres nas áreas urbanas após a liberalização comercial, com um aumento na desigualdade da distribuição de renda em nível regional. Os resultados mostraram que somente políticas comerciais podem não ser suficientes para atingir uma distribuição de renda mais igualitária no Brasil. Sem maiores investimentos em capital físico e humano, a tendência é a de que a maior parte das regiões brasileiras fique ainda mais pobre relativamente à região Sul/Sudeste.

Este artigo utilizou pioneiramente uma adaptação regional para o Brasil baseada no modelo de equilíbrio geral de Lofgren, Harris e Robinson (2001), de modo a avaliar os efeitos de curto/médio prazo de políticas de liberalização comercial em níveis agregado e setorial sobre a desigualdade de renda e sobre o bem-estar das famílias mais pobres das áreas urbanas e rurais brasileiras. A generalização dos resultados e as conclusões obtidas, mediante o uso de diferentes medidas e decomposições de desigualdade de renda, devem ser interpretadas com cuidado diante do baixo grau de desagregação da indústria. Eles sugerem que em futuros estudos possam ser investigadas as possibilidades de complementaridade de outras políticas às políticas comerciais aqui analisadas. Adicionalmente, possíveis extensões deste

43. Esses estudos apontaram para um aumento na desigualdade de renda em nível regional no Brasil, pois as disparidades regionais contribuiriam para que houvesse uma concentração industrial, produtiva e de renda maiores, como conseqüências das alternativas de políticas comerciais disponíveis. No entanto, deve-se ter cuidado nessas comparações, pois Haddad (1999) e Haddad, Domingues e Perobelli (2002) refletem análises de reformas comerciais do tipo regional ou multirregional, diferentemente da análise unilateral realizada no presente artigo.

estudo podem incluir o uso de fechamentos alternativos para o modelo utilizado, diferentes especificações para o sistema de demanda, bem como um horizonte de análise de longo prazo – de modo a permitir mobilidade inter-regional dos fatores – e a busca por um maior nível de desagregação do setor industrial na SAM.

ABSTRACT

This study evaluates the impacts of reduction in import tariffs in Brazil, related to recent free trade area agreements, on regional indicators of poverty and income distribution in the short/medium run. The results from a computable general equilibrium model show that, on one hand, trade can reduce inter-regional income inequality, but on the other hand poor urban households face adverse effects from trade liberalization, that is, there exists a trade-off on welfare gains between the aggregate economy and low income households in urban areas. The exclusive use of trade policies is not enough to improve the income distribution both at global and regional levels in Brazil.

REFERÊNCIAS

AMANO, A. Specific factors, comparative advantage, and international investment. *Economica*, v. 44, p. 131-144, 1977.

ARBACHE, J. S. Wage differentials in Brazil: theory and evidence. *Journal of Development Studies*, n. 38, p. 109-130, 2001.

ARBACHE, J. S.; CORSEUIL, C. H. Trade liberalization and structures of wage and employment (Liberalização comercial e estrutura de emprego e salários). ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 28. *Anais...* Campinas, 2000.

ARMINGTON, P. A. A theory of demand for products distinguished by place of production. *IMF Staff Papers*, v. 16, n. 1, p. 159-178, 1969.

ASANO, S.; FIUZA, E. *Estimation of the Brazilian consumer demand system*. Rio de Janeiro: Ipea, 2001 (Texto para Discussão, n. 793).

BAGHWATI, J.; PANAGARIYA, A.; SRINIVASAN, T. N. *Lectures on international trade*. The MIT Press, 1998.

BARROS, R. P.; CORSEUIL, C. H.; CURY, S.; LEITE, P. Openness and income distribution in Brazil. WORKSHOP ON TRADE LIBERALIZATION AND THE LABOR MARKET IN BRAZIL. 2000, Brasília. *Proceedings...*Brasília: UnB e Ipea, 2000.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. *A estabilidade inaceitável*: desigualdade e pobreza no Brasil. Rio de Janeiro: Ipea, 2001 (Texto para Discussão, n. 800).

BEYER, H.; ROJAS, P.; VERGARA, R. Trade liberalization and wage inequality. *Journal of Development Economics*, n. 59, p. 103-123, 1999.

BITTENCOURT, M. V. L. *The impacts of trade liberalization and macroeconomic instability on the Brazilian economy*. 2004. Dissertation (Ph.D.). The Ohio State University, 2004.

BRIONES, R.; ANTONIO, E.; LAGARDE, M.; SOBREVIÑAS, A.; VILLARINO, K.; HABITO, C. *A regional CGE model with distributional analysis for Phillipines:* the geographic dimension of welfare impact. Poverty and Economic Policy, 2006 (MPIA Network Session Paper).

CAMPOS-FILHO, L. *Unilateral liberalization and Mercosul:* implications for resource allocation. 1998. Dissertation (Ph.D.), University of London, 1998. Unpublished.

CARNEIRO, F. G.; ARBACHE, J. S. *The impacts of trade on the Brazilian labor market*: a CGE model approach. Export-Led Research Project of the UNDP Office in New York, 2002. Preliminary version.

CARVALHO, A.; PARENTE, A. *Impactos comerciais da Área de Livre Comércio das Américas*. Brasília: Ipea, 1999 (Texto para Discussão, n. 635).

CATTANEO, A. The interaction between economic incentives, deforestation, and land degradation in Brazil. *The impact of macroeconomic policy on deforestation:* a comparative study of indonesia and Brazil. IFPRI Washington, D.C., 1998 (Progress Report).

_____. *Deforestation in the Brazilian Amazon*: comparing the impacts of macroeconomic shocks, land tenure, and technological change. Paper presented at the workshop on Technological Change in Agriculture and Deforestation, Costa Rica. Resource and Environmental Policy Branch Economic Research Service, USDA, Washington, D.C., 1999.

_____. *Balancing agricultural development and deforestation in the Brazilian Amazon*. International Food Policy Research institute, Washington, D.C., 2002 (Research Report, n. 129).

CHENERY, H. B. The structuralist approach to development policy. *American Economic Review*, v. 65, n. 2, p. 310-316, 1975.

DAGUM, C. A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio. *Empirical Economics*, v. 22, n. 4, p. 515-531, 1997.

DAVIES, R.; RATTSO, J. *Zimbabwe:* economic adjustment, income distribution and trade liberalization. Center for Economic Policy Analysis, New School University, 2000 (Working Paper).

DE MELO, J.; TARR, D. *A general equilibrium analysis of US foreign trade policy*. MIT Press, 1992.

DERVIS, K.; de MELO, J.; ROBINSON, S. *General equilibrium models for development policy*. New York: Cambridge University Press, 1982.

ESTEVADEORDAL, A.; GOTO, J.; SAEZ, R. *The new regionalism in the Americas*: the case of Mercosur. INTAL-ITD, Inter-American Development Bank, 2000 (Working Paper, n. 5).

FAGERNAS, S. *Analysing the distributional impacts of stabilisation policy with a CGE model:* illustrations and critique for Zimbabwe. Economic and Statistics Analysis Unit, Overseas Development Institute, London, 2004 (Working Paper, n. 4).

FERREIRA FILHO, J. B.; HORRIDGE, M. *Economic integration, poverty and regional inequality in Brazil*. *In:* ANNUAL CONFERENCE ON GLOBAL ECONOMIC ANALYSIS, 7., Washington: World Bank and Center for Global Trade Analysis (Orgs.), 2004.

_____. The Doha development agenda and Brazil: distributional impacts. *Review of Agricultural Economics*, v. 28, n. 3,p. 362-69, 2006.

FLORES, R. G. The gains from Mercosul: a general equilibrium, imperfect competition evaluation. *Journal of Policy Modeling*, v. 19, n. 1, p. 1-18, 1997.

HADDAD, E. A. *Regional inequality and structural changes*: lessons from the Brazilian economy. Aldershot: Ashgate, 1999.

HADDAD, E. A.; AZZONI, C. R. Trade and location: geographical shifts in the Brazilian economic structure. *In:* GUILHOTO, J. J. M.; HEWINGS, G. J. D. (Eds.). *Structure and structural change in the Brazilian economy*. Aldershot: Ashgate, 2001.

HADDAD, E. A.; DOMINGUES, E.; PEROBELLI, F. Regional effects of economic integration: the case of Brazil. *Journal of Policy Modeling*, n. 24, p. 453-482, 2002.

HARRISON, G.; RUTHERFORD, T.; Tarr, D. Trade liberalization, poverty and efficient equity. *Journal of Development Economics*, n. 71, p. 97-128, 2003.

HARRISON, G.; RUTHERFORD, T.; TARR, D.; GURGEL, A. Regional, multilateral and unilateral trade policies of Mercosur for growth and poverty reduction in Brazil. *In:* ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 30., Nova Frigurgo, RJ. *Proceedings*... 2002.

_____. Políticas de comércio regionais, multilaterais e unilaterais do Mercosul para o crescimento econômico e a redução da pobreza no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 33, n. 1, p. 1-60, 2003.

HIGGS, P.; PARMENTER, B.; RIMMER, R. A hybrid top-down, bottom-up regional computable general equilibrium model. *International Regional Science Review*, v. 11, n. 3, p. 317-328, 1988.

IBGE. *Matriz de insumo-produto Brasil 1995*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1997a.

_____. *Sistema de contas nacionais Brasil 1990-1995/96*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1997b.

_____. *Pesquisa nacional por amostra de domicílios 1996*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1997c.

_____. *Pesquisa de orçamentos familiares 1995/1996*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1997d.

_____. *Anuário estatístico do Brasil 1997*: Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1997e.

_____. *Censo agropecuário 1995/1996*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1998.

_____. *Censo demográfico 2000*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2000a.

_____. *Cadastro central de empresas*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2000b.

_____. *Contas regionais*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2000c.

_____. *Pesquisa nacional por amostra de domicílios 2000*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2001.

_____. *Indicadores sociais/síntese 2002*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2002.

IPEA. *Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2007 (Nota Técnica).

KHAN, F. Household disaggregation. *In:* FRANCOIS, J. F.; REINERT, K. (Eds.). *Applied methods for trade policy analysis: a handbook*. New York: Cambridge University Press, 1997, p. 300-327.

LAL, D. Stolper-Samuelson-Rybczynski in the Pacific: real wages and real exchange in the Philippines, 1956-1978. *Journal of Development Studies*, v. 21, p. 181-204, 1986.

LEIPZIGER, D. M.; FRISCHTAK, C.; KHARAS, H.; NORMAND, J. F. Mercosur: integration and industrial policy. *The World Economy*, v. 20, n. 5, p. 585-603, 1997.

LEONTIEF, W. *Input-output economics*. New York: Oxford University Press, 1966.

LIEW, L. H. Tops-down versus bottoms-up approaches to regional modeling. *Journal of Policy Modeling*, v. 6, n. 3, p. 351-367, 1984.

LOFGREN, H.; HARRIS, R.; ROBINSON, S. *A standard computable general equilibrium (CGE) model in GAMS*. TMD, IFPRI, 2001 (Discussion Paper, n. 75).

LOFGREN, H.; ROBINSON, S.; THURLOW, J. *Macro and micro effects of recent and potential shocks to copper mining in Zambia*. IFPRI, 2002 (TMD Disscusion Paper, n. 99).

LYSY, L.; TAYLOR, A. A computable general equilibrium model for the functional distribution of income: experiments for Brazil, 1959-71. *In:* TAYLOR, L.; BACHA, E.; CARDOSO, E.; LYSY, F. (Eds.). *Models of growth and distribution for Brazil*. Oxford University Press, 1980.

MAIA, K. The impact of trade, technology and final demand on the structure of employment in Brazil, 1985-1995. WORKSHOP ON TRADE LIBERALIZATION AND THE LABOR MARKET IN BRAZIL, 2001. Brasília. *Proceedings*... Brasília: UnB/Ipea, 2001.

MEHLUM, H. Zimbabwe: investments, credibility, and the dynamics following trade liberalization. *Economic Modelling*, v. 19, p. 565-84, 2002.

MENEZES-FILHO, N.; RODRIGUES JÚNIOR, M. Openness, technology and skills: evidence from the Brazilian manufacturing. WORKSHOP ON TRADE LIBERALIZATION AND THE LABOR MARKET IN BRAZIL. 2001. Brasília. *Proceedings*... Brasília: UnB/Ipea, 2001.

MONTEAGUDO, J.; WATANUKI, M. *Evaluating agricultural reform under the FTAA and Mercosur-EU FTA for Latin America*: a quantitative CGE assessment. Paper prepared for presentation at the Agricultural Liberalization and Integration: What to expect from the FTAA and the WTO? Hosted by the Special Initiative on Integration and Trade, Integration and Regional Programs Department, Inter-American Development Bank, Washington D.C., 2002.

MUSSA, M. Tariffs and the distribution of income: the importance of factor specificity, substitutability, and intensity in the short and long run. *Journal of Political Economy*, v. 82, p. 1191-1204, 1974.

MUSSARD, S.; SEYTE, F.; TERRAZA, M. Decomposition of Gini and the generalized entropy inequality measures. *Economics Bulletin*, v. 4, n. 7, p. 1-6, 2003.

RAWLS, J. *A theory of justice*. Cambridge: Harvard University Press, 1971.

ROBBINS, D. J. *Wage dispersion and trade in Colombia: an analysis of greater Bogota: 1876-1989*. Harvard University: Harvard Institute for International Development, 1995. Mimeo.

_____. *Worsening relative wage dispersion in Chile during trade liberalization, and its causes*: is supply at fault? Harvard University: Harvard Institute for International Development, 1994 (Development Discussion Papers, n. 484).

ROBBINS, D. J.; GINDLING, T. H. Trade liberalization and the relative wages for more-skilled workers in Costa Rica. *Review of Development Economics*, v. 3, p. 140-154, 1999.

ROBINSON, S.; CATTANEO, A.; EL-SAID, M. *Estimating a social accounting matrix using cross entropy methods*. Trade and Macroeconomics Division, IFPRI. 1998 (Discussion Paper, n. 33).

_____. *Updating and estimating a social accounting matrix using cross entropy methods*. Trade and Macroeconomics Division, IFPRI. 2000 (Discussion Paper, n. 58).

RODRIK, D. The limits of trade policy reform in developing countries. *Journal of Economic Perspectives*, v. 6, n. 1, p. 87-105, 1992.

SILBER, J. Factor components, population subgroups and the computation of the Gini index of inequality. *Review of Economics and Statistics*, v. 71, p. 107-115, 1989.

TAYLOR, L.; BACHA, E.; CARDOSO, E.; LYSY, F. *Models of growth and distribution for Brazil*. Oxford University Press. 1980.

THURLOW, J.; VAN SEVENTER, D. E. *A standard computable general equilibrium model for South Africa*. IFPRI, (TMD Discussion Paper, n. 100).

TOURINHO, O.; KUME, H.; PEDROSO, A. C. *Elasticidades de Armington para o Brasil:*1986-2001. Rio de Janeiro: Ipea, 2002 (Discussion Paper, n. 901).

VOS, R. *What we do and don't know about trade liberalization and poverty reduction*. Department of Economic and Social Affairs, United Nations, 2007 (DESA Working Paper, n. 50).

WINTERS, L. A. Trade liberalisation and poverty: what are the links?. The *World Economy*, v. 25, n. 9, p. 1339-1367, 2002.

WOBST, P. *The impact of domestic and global trade liberalization on five Southern African countries*. IFPRI, 2002 (TMD Discussion Paper, n. 92).

APÊNDICE

TABELA A.1
Adaptação regional do modelo de Lofgren[a]

Conjuntos			
$a \in A$	Atividades	$i \in INS$	Instituições
$c \in C$	Produtos	$i \in INSD$ ($\subset INS$)	Instituições domésticas
$c \in CE$ ($\subset C$)	Produtos exportados	$i \in INSDNG$ ($\subset INSD$)	Instituições não-governamentais domésticas
$c \in CM$ ($\subset C$)	Produtos importados	$h \in H$ ($\subset INSDNG$)	Consumidores
$c \in CX$($\subset C$)	Produção doméstica	$r \in R$	Regiões
$f \in F$	Fatores de produção		

Parâmetros			
α_a^a	Parâmetro de eficiência na função de atividade CES	$shif_{if}$	Participação da instituição doméstica *i* na renda do fator *f*
α_a^{va}	Parâmetro de eficiência na função de valor adicionado CES	ta_a	Alíquota de imposto para a atividade *a*
α_c^{ac}	Parâmetro de mudança para a função de agregação do produto doméstico	tf_f	Alíquota de imposto direto para o fator *f*
δ_a^a	Parâmetro de participação relativa na função CES da atividade	$trnsfr_{if,r}$	Transferência do fator *f* para a instituição *i* na região *r*
δ_{fa}^{va}	Parâmetro de participação relativa na função de valor adicionado CES para o fator *f* na atividade *a*	tva_a	Alíquota de imposto sobre valor adicionado para a atividade *a*
$\theta_{ac,r}$	Produtividade do produto *c* por unidade da atividade *a* na região *r*	$ica_{ca,r}$	*c* usado como insumo intermediário por unidade de produto final em *a* na região *r*
ρ_a^a	Expoente da função de produção CES	$inta_{a,r}$	Quantidade de insumo intermediário agregado por unidade de atividade na região *r*
ρ_a^{va}	Expoente da função de valor adicionado CES	$iva_{a,r}$	Quantidade de valor adicionado agregado por unidade de atividade na região *r*
ρ_c^{ac}	Expoente da função de agregação da produção doméstica CES		

Variáveis			
$\overline{QFS}_{f,r}$	Quantidade ofertada de fator *f* na região *r*	$QF_{fa,r}$	Demanda por fator *f* pela atividade *a* na região *r*
$\overline{WFDIST}_{fa,r}$	Fator de distorção de salário para o fator *f* na atividade *a* na região *r*	QHA_{ach}	Consumo doméstico de *c* pela atividade *a* pelo consumidor *h*
EXR	Taxa de câmbio	$QINTA_{a,r}$	Insumo intermediário agregado na região *r*
$PA_{a,r}$	Preço da atividade *a* na região *r*	$QINT_{ca,r}$	Produção de *c* como insumo intermediário para a atividade *a* na região *r*
$PINTA_{a,r}$	Preço do insumo intermediário agregado para a atividade *a* na região *r*	$QVA_{a,r}$	Valor adicionado agregado na região *r*
PQ_c	Preço do produto composto	QX_c	Produção doméstica agregada
PX_c	Preço de produção	$QXAC_{ac,r}$	Produção da *commodity c* pela atividade *a* na região *r*
$PVA_{a,r}$	Preço do valor adicionado de *a* na região *r*	$WF_{f,r}$	Preço médio do fator *f* na região *r*
$PXAC_{ac,r}$	Preço de produção da *commodity c* para a atividade *a* na região *r*	$YF_{f,r}$	Renda do fator *f* na região *r*
$QA_{a,r}$	Nível da atividade *a* na região *r*	$YIF_{if,r}$	Renda do fator *f* para a instituição doméstica *i* na região *r*

[a] Lofgren, Harris e Robinson (2001).

EQUAÇÕES

Preços regionais

(1) $$PA_{a,r} = \sum_{c \in C} \theta_{ac,r} . PXAC_{ac,r}$$ (preço da atividade regional)

(2) $$PINTA_{a,r} = \sum_{c \in C} PQ_c . ica_{ca}^{r}$$ (preço do insumo intermediário regional)

(3) $$PA_{a,r} . (1 - ta_a) . QA_{a,r} = PVA_{a,r} . QVA_{a,r} + PINTA_{a,r} . QINTA_{a,r}$$
(receitas e custos da atividade regional)

Equações regionais de produção

(4) $$QA_{a,r} = \alpha_a^a . \left(\delta_a^a . QVA_{a,r}^{-\rho_a^a} + (1 - \delta_a^a) . QINTA_{a,r}^{-\rho_a^a} \right)^{\frac{1}{\rho_a^a}}$$
(função de produção regional CES)

(5) $$\frac{QVA_{a,r}}{QINTA_{a,r}} = \left(\frac{PINTA_{a,r}}{PVA_{a,r}} \frac{\delta_a^a}{1 - \delta_a^a} \right)^{\frac{1}{1+\rho_a^a}}$$
(razão valor adicionado-insumo intermediário regional CES)

(6) $QVA_{a,r} = iva_a^r . QA_{a,r}$ (demanda por valor adicionado regional)

(7) $QINTA_{a,r} - \text{inta}_a^r . QA_{a,r}$ (demanda por insumo intermediário regional)

(8) $$QVA_{a,r} = \alpha_a^{va} . \left(\sum_{f \in F} \delta_{fa}^{va} . QF_{fa,r}^{-\rho_a^{va}} \right)^{\frac{1}{\rho_a^{va}}}$$

(valor adicionado regional e demandas por fatores)

(9) $$W_{f,r} . \overline{WFDIST}_{fa,r} = PVA_{a,r} . (1 - tva_a) . QVA_{a,r} . \left(\sum_{f' \in F'} \delta_{fa}^{va} . QF_{fa,r}^{-\rho_a^{va}} \right)^{-1} .$$

$$. \delta_{fa}^{va} . QF_{fa,r}^{-\rho_a^{va}-1}$$

(demanda regional por fatores)

(10) $QINT_{ca,r} = ica_{ca}^r . QINTA_{a,r}$

(demanda regional por insumos intermediários)

(11) $QXAC_{ac,r} + \sum_{h \in H} QHA_{ach,r} = \theta_{ac}^r . QA_{a,r}$ (produção e alocação regional)

(12) $$QX_c = \alpha_c^{ac} . \left(\sum_{a \in A} \delta_{ac}^{ac} . QXAC_{ac,r}^{-\rho_c^{ac}} \right)^{\frac{1}{\rho_c^{ac}-1}}$$

(função de produção agregada regional)

(13) $$PXAC_{ac,r} = PX_c . QX_c . \left(\sum_{a \in A'} \delta_{ac}^{ac} . QXAC_{ac,r}^{-\rho_c^{ac}} \right)^{-1} . \delta_{ac}^{ac} . QXAC_{ac,r}^{-\rho_c^{ac}-1}$$

(condição de primeira ordem para a função de produção agregada regional)

Instituições

(14) $YF_{f,r} = \sum_{a \in A} WF_{f,r} . \overline{WFDIST}_{fa,r} . QF_{fa,r}$ (renda regional de fatores)

(15) $YIF_{if,r} = shif_{if,r} . \left\lfloor \left(1 - tf_f\right) . YF_{f,r} - trnsfr_{rowf,r} . EXR \right\rfloor$
(renda regional de fatores institucional)

Restrição ao sistema

(16) $\overline{QFS}_{f,r} = \sum_{a \in A} QF_{fa,r}$ (equilíbrio regional no mercado de fatores)

TABELA A.2

Matriz de contabilidade social brasileira (SAM) – versão 1995-1996

	AAGR	AIND	CAGR	CIND	LAB	CAP	LND	HRUR	HURB	ENT	GOV	ATAX	TAR	YTAX	S-I	DSTK	ROW	Total
AAGR			43.88	8.13														52.01
AIND				121.59														121.59
CAGR	5.95	32.02						0.79	6.55						0.001	–6.52	7.42	46.23
CIND	21.01	556.36						32.85	389.55		110.48				126.64	6.52	38.89	128.23
LAB	10.61	243.88																254.48
CAP	10.23	278.73																288.96
LND	6.13	12.19																18.33
HRUR					17.91		2.10			9.38	6.006							35.40
HURB					236.57		16.23			137.63	89.65						3.49	483.58
ENT						288.96											–11.05	277.92
GOV												90.82	5.54	79.78				176.14
ATAX	–1.93	92.75																90.82
TAR			0.107	5.43														5.54
YTAX									51.86	27.93								79.78
S-I								1.75	35.62	102.98	–29.99						16.29	126.64
ROW			2.24	52.80														55.05
Total	52.01	121.59	46.23	128.23	254.48	288.96	18.33	35.40	483.58	277.92	176.14	90.82	5.54	79.78	126.64	-	55.05	

Fonte: Cattaneo (1998).

Notas: AAGR = atividade agrícola; AIND = atividade não-agrícola; CAGR = produto agrícola; CIND = produto não-agrícola; LAB = trabalho; CAP = capital; LND = terra; HRUR = famílias em áreas rurais; HURB = famílias em áreas urbanas; ENT = empresas; GOV = governo; ATAX = impostos indiretos; TAR = tarifas; YTAX = impostos diretos; S-I = poupança-investimento; ROW = resto do mundo; DSTK = alterações no estoque.

TABELA A.3

Número de pessoas empregadas por nível de renda e do trabalho qualificado: total Brasil – 1996

(Em mil pessoas)

Classes de renda	Trabalho não-qualificado[d]	Trabalho qualificado[e]	Total	Trabalho não-qualificado (%)	Trabalho qualificado (%)
Baixa[a]	20.709,5	5.781,3	26.490,8	78,18	21,82
Média[b]	12.673,4	13.062,1	25.735,5	49,24	50,76
Alta[c]	932,8	4.461,9	5.394,7	17,29	82,71
Total	34.315,7	23.305,4	57.621,0	59,55	40,45

Fonte: IBGE (1997e).

[a] Rendimento inferior a 2 SMs.

[b] Rendimento entre 2 e 10 SMs.

[c] Rendimento superior a 10 SMs.

[d] Escolaridade inferior a 8 anos de estudo.

[e] Escolaridade superior a 8 anos de estudo.

TABELA A.4

Pessoas empregadas por setor no Brasil – 1996

(Em mil pessoas)

Setores	Renda			Total
	Baixa	Média	Alta	
Região Norte				
Agricultura	155,17	71,48	7,99	234,64
Indústria de manufaturados	108,37	143,61	15,46	267,45
Construção civil	69,03	95,97	4,23	169,24
Comércio e transporte	239,84	278,05	56,50	574,39
Serviços	552,05	364,05	62,55	978,66
Total	1.124,48	953,18	146,74	2.224,40
Região Nordeste				
Agricultura	3.460,43	419,13	37,45	3.917,02
Indústria de manufaturados	782,74	372,99	47,83	1.203,56
Construção civil	520,76	363,87	19,90	904,55
Comércio e transporte	1.399,31	1.053,62	154,27	2.607,21
Serviços	3.224,79	1.237,01	189,85	4.651,66
Total	9.388,05	3.446,64	449,32	13.284,01
Região Centro-Oeste				
Agricultura	388,34	275,78	40,79	704,92
Indústria de manufaturados	142,64	178,06	24,17	344,88
Construção civil	94,76	184,72	14,42	293,91
Comércio e transporte	236,06	416,67	77,52	730,25
Serviços	822,08	647,64	125,63	1.595,35
Total	1.683,89	1.702,88	282,55	3.669,33
Região Sudeste				
Agricultura	1.583,47	835,49	84,22	2.503,19
Indústria de manufaturados	890,25	3.020,46	641,62	4.552,34
Construção civil	524,00	1.350,17	117,64	1.991,82
Comércio e transporte	1.273,05	3.209,54	741,93	5.224,52
Serviços	3.925,43	5.452,76	1.113,27	10.491,47
Total	8.196,21	13.868,44	2.698,70	24.763,36
Região Sul				
Agricultura	388,34	275,78	40,79	704,92
Indústria de manufaturados	142,64	178,06	24,17	344,88
Construção civil	94,76	184,72	14,42	293,91
Comércio e transporte	236,06	416,67	77,52	730,25
Serviços	822,08	647,64	125,63	1.595,35
Total	1.683,89	1.702,88	282,55	3.669,33

Fonte: IBGE (1997c).

TABELA A.5

Participação setorial no valor adicionado no Brasil – 1996

Setores	Participação (%)
Agricultura	7,98
Alimentos	3,90
Mineração e petróleo	0,97
Indústria	21,32
Construção	9,29
Comércio e transporte	10,94
Serviços	45,60
Total	100,00

Fonte: IBGE (1997b).

TABELA A.6

Número de pessoas empregadas em cada região, de acordo com o nível de renda – 1996

(Em milhões de pessoas)

Região	Renda		
	Baixa[a]	Média[b]	Alta[c]
Norte	1,210	1,026	0,198
Nordeste	10,093	3,764	0,627
Centro-Oeste	1,975	1,745	0,403
Sudeste	9,352	14,472	3,248
Sul	3,783	4,708	0,919
Total Brasil	26,413	25,715	5,395

Fonte: IBGE (1997e).

[a] Rendimento inferior a 2 SMs;

[b] Rendimento entre 2 e 10 SMs;

[c] Rendimento superior a 10 SMs.

TABELA A.7

Resultados globais da análise de sensibilidade das variações no nível de bem-estar das famílias com relação às elasticidades de Armington, de acordo com os dois cenários investigados[a]

(Em %)

Famílias	Cenário 1				Cenário 2[b]			
	Média	Quantil 5%	Quantil 95%	TKP[c]	Média	Quantil 5%	Quantil 95%	TKP[c]
Hurblow	–0,9	–0,8	–1,0	–0,7	–0,7	–0,5	–0,9	–0,8
Hurbmed	0,1	0,0	0,2	0,0	–0,3	–0,1	–0,5	–0,2
Hrurlow	0,8	0,7	0,9	0,7	1,2	1,1	1,3	1,1
Hrurmed	0,5	0,4	0,7	0,7	0,8	0,6	1,1	1,0
Hhigh	0,2	0,1	0,3	0,3	0,3	0,1	0,5	0,3

Notas: *hurblow* = consumidor urbano de baixa renda; *hurbmed* = consumidor urbano de média renda; *hrurlow* = consumidor rural de baixa renda; *hrurmed* = consumidor rural de média renda; e *hhigh* = consumidor de alta renda.

[a] Assume-se na simulação de Monte Carlo valores 20% inferiores e 20% superiores aos valores das elasticidades de Armington utilizadas no equilíbrio inicial, a partir das estimativas de Tourinho, Kume e Pedroso (2002). Foram feitas 300 simulações de Monte Carlo nas quais foram geradas aleatoriamente de uma distribuição uniforme ao redor das elasticidades do equilíbrio inicial para as atividades produtivas as variações de bem-estar em decorrência das políticas investigadas. A partir dos resultados gerados, os valores médios e os desvios-padrão das respostas das medidas de bem-estar das famílias aos cenários analisados foram computados.

[b] Os resultados do cenário 2 referem-se apenas à liberalização comercial na indústria (IND).

[c] Variações percentuais no nível de bem-estar na solução de equilíbrio inicial (tabelas 3 e 10) no modelo CGE padrão, baseadas nas elasticidades obtidas em Tourinho, Kume e Pedroso (2002).

MERCOSUL: O IMPACTO DA LIBERALIZAÇÃO PREFERENCIAL E AS PERSPECTIVAS PARA A UNIÃO ADUANEIRA*

André Filipe Zago de Azevedo**

Este artigo analisa o impacto do Mercosul sobre o bem-estar de seus países-membros e não-membros e a existência de criação ou desvio de comércio, utilizando o modelo de equilíbrio geral computável (EGC) – Global Trade Analysis Project (GTAP). As simulações buscam estimar os efeitos da formação do bloco, entre 1991 e 1995, separando-os da liberalização unilateral, que ocorreu simultaneamente; buscam, também, avaliar o provável impacto da implementação plena da tarifa externa comum (TEC). Os resultados mostram que o efeito líquido do Mercosul sobre o bem-estar parece ser muito menor do que os trabalhos anteriores haviam estimado. Essa disparidade pode ser explicada pelo fato de que as simulações feitas anteriormente parecem ter atribuído ao Mercosul benefícios proporcionados pela liberalização unilateral.

1 INTRODUÇÃO

Nos últimos 15 anos, observou-se um aumento sem precedentes no número de Acordos Preferenciais de Comércio (APCs). Aproximadamente 90% dos 380 APCs notificados à Organização Mundial de Comércio (OMC) até julho de 2007 ocorreram a partir de 1990.[1] Como resultado, atualmente quase todos os membros da OMC participam de, ao menos, um APC. Esse fenômeno é reconhecido como a segunda onda de regionalismo, em contraste com a primeira onda ocorrida entre o final dos anos de 1950 e a década de 1960.[2] Sob os auspícios dessa nova fase do regionalismo, o Mercado Comum do Cone Sul (Mercosul), formado por Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai, foi criado em março de 1991 pelo Tratado de Assunção, tendo como principal objetivo a formação de um mercado comum entre os países-membros. Na medida em que emergiu como o terceiro maior bloco econômico, em termos de comércio e Produto Interno Bruto (PIB) – atrás somente da União Européia (UE) e do Acordo de Livre Comércio da América do Norte (Nafta) – e tem causado preocupações em relação a seu potencial de desvio de comércio (por exemplo, Yeats, 1997), é de grande importância analisar o impacto do bloco sobre seus membros e não-membros.

Há aspectos cruciais na análise do impacto de um APC: a escolha do *anti-mundo*, ou o que teria ocorrido na ausência do bloco, e o indicador de seus efeitos.

---

* Gostaria de agradecer a Aki Kuwahara, da Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento (Unctad), pelos dados fornecidos, e a Alan Winters, Peter Holmes, David Evans, Edmund Fitzgerald e Jim Rollo, além de dois pareceristas anônimos pelos comentários e sugestões.

** Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos).

1. Entre 1948 e 1994, os APCs foram notificados ao Acordo Geral sobre Tarifas e Comércio – General Agreement on Trade and Tariffs (GATT).

2. Para uma descrição das diferenças entre as duas ondas de regionalismo, ver Lawrence (1997) e Ethier (1998).

Em relação ao *antimundo*, a hipótese mais simples atribui toda a mudança à formação do APC, assumindo que tudo o mais permaneça inalterado em relação ao período anterior a sua formação. Entretanto, em um ambiente onde os países estão envolvidos em outras formas de liberalização comercial, através de medidas unilaterais e multilaterais, assumir que nada mais afeta o padrão de comércio não parece ser o procedimento mais adequado. A escolha do indicador também é bastante importante. Geralmente, a ênfase tem sido dada a variáveis intermediárias, especialmente o comércio. Mais de 50 anos após a contribuição original de Viner (1950), os instrumentos vinerianos – desvio e criação de comércio – ainda são extremamente úteis para se mensurar os impactos da integração.[3] No entanto, conforme sugerido por Winters (1997), exercícios de criação (desvio) de comércio são apenas medidas indicativas e não medidas definitivas de ganhos (perdas) de bem-estar.[4] Modelos de equilíbrio geral computáveis (EGCs), por sua vez, permitem que se obtenham diretamente os efeitos sobre o bem-estar, o principal objetivo da política econômica. Esses modelos podem produzir uma grande variedade de *antimundos*, incluindo aqueles em que as barreiras multilaterais e/ou unilaterais são modificadas, de acordo com o interesse do pesquisador.

Dessa forma, os modelos de EGC têm sido amplamente empregados para avaliar o impacto dos APCs sobre os países-membros e não-membros, tanto para os modelos de competição perfeita como imperfeita. A literatura que trata de modelos de EGC mostra que os ganhos de bem-estar são usualmente maiores em modelos com competição imperfeita quando comparados aos modelos que só permitem competição perfeita, em estudos que analisam o Nafta (por exemplo, Roland-Horst; Reinert; Shiells, 1992; Brown; Deardorff; Stern, 1992), a UE (por exemplo, Harrison; Rutherford; Tarr, 1997; Haaland; Norman, 1992), a Área de Livre Comércio das Américas – Alca (por exemplo, Valls Pereira, 2000; Watanaki; Monteagudo, 2001; Diao; Díaz-Bonilla; Sherman, 2002) e o Mercosul (por exemplo, Flores, 1997; Cavalcante; Mercenier, 1999), na medida em que os primeiros criam mecanismos adicionais através dos quais um APC pode afetar o bem-estar. Entretanto, a teoria não afirma que os ganhos tenham de ser necessariamente maiores em uma estrutura de mercado marcada pela competição imperfeita. Harrison, Rutherford e Tarr (1997), por exemplo, salientam que esses ganhos adicionais estão mais associados com *mark-ups* mais elevados e/ou com a incorporação de outras mudanças, como elasticidades, do que com a mudança do regime em si.

---

3. A criação de comércio ocorre quando as importações de um parceiro mais eficiente do bloco substituem a produção doméstica, após a introdução das preferências tarifárias. O desvio de comércio, por sua vez, resulta da substituição de importadores mais eficientes de fora do bloco por importações de parceiros do bloco, após a formação do APC. Viner (1950) concluiu que a criação de comércio melhoraria o bem-estar, enquanto o desvio de comércio o reduziria. Autores mais recentes fizeram algumas qualificações a respeito dessa ligação direta entre criação-desvio de comércio e os efeitos sobre o bem-estar (por exemplo, Lipsey, 1957; Meade, 1955; Panagariya, 1996).

4. Alguns autores são ainda mais radicais, como Waelbroeck, que pregou: "not too much interest should attach to the effects of economic integration on trade. The latter is an 'irrelevant variable', interesting simply because of its impact on the primary objectives of economic policy, welfare and income distribution" (Waelbroeck, 1976, *apud* Sapir, 1992, p. 1.497).

Assim, este artigo utiliza o EGC – Global Trade Analysis Project (GTAP) –, que adota uma estrutura de mercado de competição perfeita e retornos constantes de escala, para analisar as alterações causadas pela formação do Mercosul no padrão de comércio e no bem-estar tanto dos países-membros do bloco quanto no resto do mundo. Dois conjuntos de simulações são realizados. O primeiro trata da análise das mudanças nas tarifas de importação entre 1991 e 1995, procurando distinguir os efeitos da liberalização preferencial de comércio sob os auspícios do Mercosul, das medidas unilaterais adotadas simultaneamente por seus membros; esse conjunto consiste de dois experimentos: inicialmente, as tarifas entre os membros são eliminadas, enquanto aquelas que incidem sobre as importações de países de fora do bloco são mantidas; logo após, os resultados são comparados àqueles obtidos através da liberalização unilateral, assumindo-se que as diferenças entre os dois experimentos representem o impacto efetivo da formação do bloco. O segundo conjunto de simulações examina a implementação da tarifa externa comum (TEC) sobre as importações de fora do bloco em 2006, iniciando com a situação preferencial em 1995.

O artigo é organizado da seguinte forma: a seção 2 descreve, de forma sucinta, as principais características do modelo GTAP, apresentando a agregação setorial e regional escolhida para todas as simulações e o equilíbrio inicial da economia em 1995. Os detalhes dos experimentos, com ênfase na direção e na magnitude das mudanças tarifárias como resultado das simulações, são mostrados na seção 3. A seção 4 apresenta os resultados, realçando as conseqüências da integração regional sobre o padrão de comércio e bem-estar. A última seção conclui.

2 MODELO, AGREGAÇÃO E TARIFAS PRÉ-SIMULAÇÃO

O modelo GTAP de comércio mundial (por exemplo, Hertel, 1997; Hertel; Tsigas, 1997; Huff *et al.*, 1997; Huff; Hertel, 2000) é um modelo-padrão, multirregional, de EGC, que assume retornos constantes de escala e competição perfeita nas atividades de produção.[5] O modelo usa uma estrutura de ninho de três níveis na especificação da função de produção. No topo, a função de produção assume substitutibilidade zero entre os fatores primários de produção e os insumos intermediários (tecnologia de Leontief). Assim, o *mix* ótimo de fatores primários é independente dos preços dos insumos intermediários, enquanto o *mix* ótimo de insumos intermediários não varia conforme o preço dos fatores primários.[6] O segundo nível envolve uma elasticidade de substituição constante, tanto entre os insumos

5. Recentemente, o GTAP também incorporou modelos de competição imperfeita (por exemplo, François, 1998), mas isso demanda informações adicionais e se mostrou instável para fins de projeções.

6. Os fatores primários de produção que têm mobilidade entre os setores são capital, trabalho qualificado e não-qualificado. Terra e recursos naturais não apresentam mobilidade setorial. O grau de mobilidade dos fatores é determinado por elasticidades de transformação constante.

como entre os fatores de produção. Assume-se que os insumos importados são diferenciados por origem, assim como os insumos domésticos são discriminados em relação aos importados. Isto é, as firmas inicialmente determinam o *mix* ótimo de insumos domésticos e importados e somente depois decidem a respeito da origem das importações (hipótese de Armington). O nível mais baixo do ninho também assume uma elasticidade de substituição constante entre os insumos importados de diferentes origens.

Em relação à função de utilidade, o modelo usa uma estrutura de ninho em quatro níveis. O nível mais elevado da demanda final é governado por uma função de utilidade agregada do tipo Cobb-Douglas, onde a renda é destinada ao consumo privado, aos gastos do governo e à poupança. Portanto, cada uma dessas categorias apresenta uma parcela fixa na renda total.[7] Uma vez que a mudança nos gastos foi determinada, o próximo passo consiste em alocá-los entre os bens agregados. Isto é feito no segundo nível do ninho de demanda, onde as despesas do governo são ditadas por uma função Cobb-Douglas, enquanto os gastos privados agregados são modelados por uma forma funcional não-homotética, a *constant difference elasticity* (CDE). Essa forma de função de utilidade implica que sucessivos aumentos no consumo privado de determinados bens ou serviços não geram necessariamente melhorias eqüiproporcionais no bem-estar econômico. Assim que a demanda agregada por importações é determinada, o restante das árvores de utilidade de ambos, governo e setor privado, é análogo ao segundo e terceiro níveis da demanda das firmas por insumos intermediários, baseando-se essa demanda em uma função de utilidade com elasticidade de substituição constante. A única diferença entre a demanda por importações agregadas das firmas e a das famílias são as suas respectivas parcelas nas importações. Em conseqüência, os setores (e famílias) mais intensivos no uso de importações serão os mais afetados pelas mudanças nas tarifas de importação.

A tabela 1 mostra a agregação regional e setorial usada nos experimentos. A versão 4 da base de dados do GTAP (por exemplo, Gehlhar *et al.*, 1997; McDougall; Elbehri; Truong, 1999) contempla 45 regiões e 50 setores que podem ser agregados conforme o interesse do pesquisador. As 45 regiões foram agregadas em Argentina, Brasil, Uruguai (separados, de forma a permitir a mensuração dos efeitos sobre o comércio e o bem-estar em cada um desses países do bloco), a UE, o Nafta, o Pacto Andino, a Association of Southeast Asian Nations (Asean)+Japão, e o resto do mundo.[8] O critério para se estabelecer essa agregação levou em conta os membros do Mercosul e aquelas regiões com os maiores laços comerciais com o bloco. Dessa

7. Entretanto, há alguma discricionariedade em relação à alocação das despesas. As compras e a poupança do governo, por exemplo, podem ser consideradas variáveis exógenas, em que as despesas privadas se ajustam para atender à restrição orçamentária regional.

8. O Paraguai, o menor membro do Mercosul em termos de PIB e comércio, é o único país do bloco que não é analisado separadamente pelas simulações, em razão de a versão 4 da base de dados do GTAP não disponibilizar informações desagregadas a seu respeito.

forma, apenas 1/4 do comércio de cada país do Mercosul é feito com a região "resto do mundo". Os 50 setores foram reunidos em dez setores agregados – grãos; outros produtos agrícolas; pecuária; recursos naturais; alimentos processados; vestuário; equipamento de transporte; máquinas; outras manufaturas; e serviços –, selecionados pela importância em termos de comércio e tendo-se em mente a conveniência de desagregar tanto o setor agrícola como o industrial.

TABELA 1
Agregação regional e setorial

Agregação regional	Agregação setorial
1. Argentina (Arg)	1. Grãos
2. Brasil (Bra)	Arroz, trigo, grãos de cereais.
3. Uruguai (Uru)	2. Outros produtos agrícolas (out. agric.)
4. União Européia (UE)	Vegetais, frutas, nozes, sementes oleaginosas, cana-de-açúcar, açúcar de beterraba, fibras de plantas.
5. Nafta	3. Pecuária
6. Pacto andino (Andino)	Gado bovino, ovelha e cabras, cavalos, produtos animais, leite, lã, seda.
7. Asean + Japan (Asean)	4. Recursos naturais (rec. naturais)
8. Resto do mundo (RMundo)	Silvicultura, pesca, carvão, óleo, gás, minerais, petróleo, produtos do carvão.
	5. Alimentos processados (alimentos proc.)
	Produtos de carne bovina, outras carnes, óleos e gordura vegetal, laticínios, arroz processado, açúcar, outros alimentos, bebidas e tabaco.
	6. Vestuário
	Têxteis e vestuário.
	7. Equipamento de transporte (equip. transporte)
	Veículos automotores e autopeças.
	8. Máquinas
	Equipamentos eletrônicos, outras máquinas e equipamentos.
	9. Outras manufaturas (out. manufaturas)
	Produtos de couro, produtos de lã, produtos de papel, publicações, químicos, borracha, produtos plásticos, produtos minerais, metais ferrosos, outros metais.
	10. Serviços
	Eletricidade, gás, distribuição, água, construção, comércio, transporte, serviços financeiros, negócios, serviços recreacionais, administração pública e defesa, educação, saúde, aluguéis.

Fontes: Base de dados da versão 4 do GTAP e McDougall, Elbehri e Truong (1999).

Antes de se partir para as simulações, vale a pena examinar a estrutura de proteção presente nos experimentos deste artigo. As tarifas bilaterais, em nível de agregação apresentado pelo GTAP, são obtidas pela agregação das tarifas não-discriminatórias a seis ou oito dígitos do Sistema Harmonizado (SH) até os setores

do GTAP, utilizando-se como ponderação o valor das importações bilaterais. Assim, o modelo fornece tarifas bilaterais, que refletem diferenças na composição das tarifas e do comércio em 1995. Os valores positivos representam uma tarifa de importação, e os negativos, um subsídio às importações. Entretanto, as simulações conduzidas neste trabalho não consideram a ponderação bilateral, mas as tarifas não-ponderadas em 1991 e 2006, representando as tarifas não-discriminatórias e a tarifa externa comum (TEC), respectivamente. Para evitar comparações entre os dois equilíbrios gerados com tarifas ponderadas e não-ponderadas, o equilíbrio inicial em 1995 também foi alterado, ajustando-se as tarifas ponderadas bilateralmente para as tarifas não-ponderadas, em vigor naquele ano.[9] Dessa forma, em todas as simulações, as tarifas não-ponderadas vigentes em 1995 (equilíbrio inicial) foram alteradas para atingir seus respectivos valores em 1991 (período pré-simulação) e 2006 (implementação da TEC).[10]

A tabela 2 apresenta as tarifas não-ponderadas no equilíbrio inicial em 1995, que servem como base para a simulação denominada experimento PRF. Todas as tarifas intrabloco foram eliminadas, embora algumas exceções ainda estejam presentes até o momento.[11] Em relação às tarifas extrabloco é possível identificar que na maioria dos setores, em 1995, os países do Mercosul aplicavam tarifas bastante semelhantes, quando não idênticas, especialmente a produtos agrícolas, em razão do início do processo de conversão à TEC. No entanto, embora a TEC tenha sido negociada para todos os produtos, nem todas as tarifas convergiram imediatamente, em janeiro de 1995, para os valores estabelecidos, devido a uma série de exceções permitidas pela legislação do bloco.[12] Nesse sentido, os resultados dos experimentos devem ser considerados como um cenário potencial, simulando o que ocorreria com a completa liberalização intrabloco e a plena convergência à TEC.

As diferenças são mais evidentes nos setores industriais, nos quais o Brasil aplicava as tarifas mais elevadas e o Uruguai, as mais baixas, ficando a Argentina em situação intermediária. No caso de equipamentos de transporte, por exemplo, a tarifa brasileira era três vezes superior àquela aplicada pelo Uruguai. A diferença

---

9. As tarifas médias não-ponderadas de 1991, 1995 e 2006 foram agregadas até os dez setores do GTAP, a partir de tarifas a seis dígitos do SH.

10. Ao adotar esse procedimento, a simulação PRF ignora alguns acordos bilaterais que já vigoravam em 1991 entre os futuros membros do Mercosul. Assim, ao se considerar uma tarifa intrabloco mais elevada em 1991, do que aquela em vigor, o Experimento Preferencial (PRF) (experimento PRF) tende a superestimar o efeito do bloco em alguns setores.

11. Os dois casos mais importantes de produtos excluídos do programa de liberalização intrabloco foram regime automotivo e açúcar. O regime automotivo criou um sistema de comércio administrado entre os membros do Mercosul, baseado em conteúdos regionais mínimos (60%), requisitos de equilíbrio da balança comercial e entrada condicionada. A liberalização gradual do comércio de açúcar entre os membros do bloco também não ocorreu, pois os países ainda não chegaram a um acordo sobre o caráter das distorções nacionais, mantendo a tarifa em vigor mesmo após o prazo final para sua eliminação. Portanto, todos os países do bloco, à exceção do Brasil, continuam impondo tarifas de importação ao comércio intrabloco de açúcar (BID, 2006).

12. As principais exceções à TEC englobam bens de capital, tecnologia da informação, equipamentos de telecomunicação, açúcar e regime automotivo.

também era significativa no caso das máquinas, onde as tarifas uruguaias eram menos da metade daquelas aplicadas pelo Brasil. Nos demais setores industriais, as diferenças entre as tarifas aplicadas pelos países do bloco eram substancialmente menores. A estrutura tarifária dos países do bloco é fundamental para se entender o impacto potencial sobre o comércio e o bem-estar de seus membros, impacto que pode ser causado pela eliminação das tarifas intrabloco e pelas mudanças nas tarifas aplicadas a terceiros países.

TABELA 2
Estrutura tarifária no equilíbrio inicial (1995) no experimento PRF
(Em %)

Setores	Arg		Bra		Uru	
	Intrabloco	Extrabloco	Intrabloco	Extrabloco	Intrabloco	Extrabloco
Grãos	0,00	2,57	0,00	2,57	0,00	2,57
Out. agric.	0,00	10,08	0,00	10,29	0,00	10,29
Pecuária	0,00	7,67	0,00	7,67	0,00	7,67
Rec. naturais	0,00	8,69	0,00	8,39	0,00	8,42
Alimentos proc.	0,00	9,01	0,00	9,32	0,00	9,00
Vestuário	0,00	7,99	0,00	8,12	0,00	7,81
Equip. transporte	0,00	11,17	0,00	16,73	0,00	5,82
Máquinas	0,00	10,79	0,00	16,69	0,00	7,62
Out. manufaturas	0,00	15,43	0,00	14,55	0,00	14,56

Fonte: Cálculos do próprio autor.

3 OS EXPERIMENTOS

As duas principais fases de formação do Mercosul seriam a liberalização comercial intrabloco e a implementação plena da TEC. A primeira ocorreria entre 1991 e 1994 e seria finalizada no início de 1995, enquanto a última foi planejada para ocorrer até 2006.[13] As simulações feitas neste artigo buscam capturar os efeitos sobre o comércio e o bem-estar dos países-membros e não-membros do Mercosul causados pela implementação completa de cada uma dessas fases de formação do bloco.[14] A base de dados da versão 4 do GTAP é bastante útil para este exercício,

13. Para detalhes sobre a formação e os acontecimentos recentes do Mercosul, ver Preusse (2001), Azevedo (2004) e Baumann e Mussi (2006).

14. Os experimentos foram conduzidos a partir de uma *closure* (fechamento) denominada "novo equilíbrio geral multirregional" (New MRGE), em que produção, preços e renda são endógenos para todas as regiões, enquanto a população e as variáveis de mudança técnica e de políticas são exógenas ao modelo. Esse fechamento é apropriado para se captar a substituição na produção e consumo entre os setores devido à liberalização comercial. A chamada "composição fixa regional" é adotada em todas as simulações, assumindo-se que a composição regional do estoque mundial de capital permanece inalterada (rordelta = 0). Rordelta é um coeficiente binário que determina o mecanismo de alocação dos investimentos entre as regiões, assumindo o valor de zero (composição regional fixa) e de um (componente da taxa de retorno). Como o objetivo é mensurar os efeitos da formação do Mercosul, os experimentos envolvem somente as mudanças nas tarifas de importação adotadas pelos países do bloco, sem que haja reciprocidade dos países não-membros.

pois gera o equilíbrio inicial em 1995, o ano em que o livre-comércio intrabloco teve início. Baseando-se nesse equilíbrio de 1995, é possível realizar uma simulação retroativa (*back cast*) para o ano de 1991, usando as tarifas em vigor naquele ano, o que permite estimar o impacto da criação do bloco, levando-se em conta somente a liberalização interna. De outro lado, começando com o equilíbrio inicial em 1995, também é possível mensurar os efeitos da plena convergência à TEC, em 2006.

Entretanto, dois problemas fazem com que o trabalho não seja tão simples como parecia inicialmente. O primeiro é que, embora a base de dados da versão 4 do GTAP ajuste os dados relativos à estrutura de proteção, igualando a zero tanto as tarifas de importação como os subsídios às exportações dentro dos APCs para gerar o equilíbrio inicial em 1995, essa versão somente reconhece quatro APCs, não incluindo o Mercosul.[15] Em conseqüência, em todos os produtos incide ou uma tarifa ou um subsídio no comércio intra-Mercosul. Assim, enquanto o comércio reflete as preferências existentes no bloco, os dados relativos à proteção (tarifas e subsídios) não o fazem. Dessa forma, é preciso torná-los consistentes. Com o intuito de ajustar os dados relativos à estrutura de proteção, eliminando-se todas as tarifas no comércio intrabloco e alterando a estrutura de proteção externa para obter tarifas de importação não-ponderadas, a simulação *Altertax* foi utilizada.[16] Esse ajuste nas tarifas intra e extrabloco representa o equilíbrio inicial efetivamente empregado na primeira simulação feita neste artigo. Para se mensurar o impacto da liberalização comercial intrabloco, foi realizada inicialmente uma simulação retroativa, aplicando-se as tarifas de importação não-ponderadas, em vigor em 1991, para todas as regiões, criando o chamado experimento PRF.[17]

O segundo problema se refere ao fato de as mudanças nas tarifas implementadas nesta simulação capturarem a liberalização comercial tanto de forma unilateral, baseada no princípio da não-discriminação, como preferencial, adotadas na liberalização intra-Mercosul, ambas ocorridas no início dos anos 1990. Assim, não seria possível distinguir os efeitos do Mercosul das medidas unilaterais adotadas por cada país do bloco. Com o objetivo de separar os efeitos do bloco

---

15. Os APCs reconhecidos pela base de dados versão 4 do GTAP são a UE, a EU-European Free Trade Association (EFTA) – Associação Européia de Livre Comércio – , o Nafta e o Acordo Comercial sobre Relações Econômicas entre Austrália e Nova Zelândia (Anzcerta).

16. *Altertax* é um procedimento empregado para melhorar a qualidade dos dados do período-base sempre que informações mais corretas estiverem disponíveis. A simulação *Altertax* visa alterar determinada taxa ou imposto, permitindo que os demais fluxos da base de dados se ajustem à mudança para manter sua consistência interna, minimizando os efeitos sobre os demais fluxos da base de dados. A implementação da simulação *Altertax* se dá através de um choque na taxa ou imposto, ajustando-os para os valores desejáveis. O modelo GTAP então calcula as mudanças ocorridas nos demais fluxos da base de dados. Um fechamento de equilíbrio geral garante que a consistência da base de dados seja mantida. Conforme Malcolm (1998, p. 1) "the difference between a normal experiment and this procedure is that, in the former case, model structure and parameter values are chosen to represent economic reality as accurately as possible, while in the latter case, they are chosen to minimize disturbances to the database".

17. A tarifa de importação não-ponderada para cada setor e cada membro do Mercosul foi calculada a partir de tarifas a seis dígitos do SH, estabelecendo a mesma tarifa não-discriminatória para todas as regiões.

daqueles relativos às medidas unilaterais, uma segunda simulação foi realizada. Nesse outro experimento, tanto os países-membros como os não-membros do bloco sofrem as mesmas tarifas não-ponderadas vigentes em 1995 e novamente uma simulação retroativa é realizada, com base nas tarifas não-ponderadas vigentes em 1991, gerando o chamado Experimento Multilateral (MFN) (experimento MFN). Essa simulação visa captar o impacto provocado pelas mudanças tarifárias não-discriminatórias, entre 1991 e 1995. A diferença entre o experimento PRF e o experimento MFN representa o impacto líquido (efetivo) do bloco sobre o padrão de comércio e o bem-estar.

O principal objetivo na realização de uma simulação em que as tarifas são alteradas de forma não-discriminatória é criar um *antimundo* que possa ser comparado à liberalização preferencial ocorrida entre os países do Mercosul, permitindo, dessa forma, separar os efeitos específicos do bloco daqueles causados pela liberalização unilateral. No experimento MFN, as tarifas de importação aplicadas aos países não-membros do bloco são alteradas da mesma forma como o foram no experimento PRF, mas agora os membros do bloco perdem a preferência tarifária e passam a enfrentar as mesmas tarifas vigentes em 1995 aplicadas aos países não-membros do bloco. Assim, a diferença entre os resultados desses dois experimentos representa o impacto que pode ser atribuído exclusivamente à formação do bloco. Estudos anteriores que buscaram avaliar o impacto do Mercosul sobre o padrão de comércio e bem-estar, baseados em modelos de EGC, supondo competição perfeita (por exemplo, Brandão; Lopes; Pereira, 1998; Ferreira Filho, 1999; Teixeira, 1998; Teixeira; Valverde, 2000) e competição imperfeita (por exemplo, Flores, 1997; Cavalcante; Mercenier, 1999), estimaram os efeitos da liberalização comercial de forma conjunta, não investigando os efeitos específicos gerados por cada uma das dimensões da integração.[18] Como resultado, embora os autores tenham reconhecido esse problema, muito do "efeito Mercosul" capturado nessas estimações seria resultado da dimensão unilateral das políticas comerciais dos países do bloco.

Sob o experimento PRF, todas as tarifas que incidiam sobre o comércio intrabloco foram eliminadas, causando as maiores quedas nos setores de vestuário, de equipamento de transporte e de máquinas, tanto no Brasil como na Argentina, refletindo as maiores tarifas vigentes nesses setores, em 1991, nos dois países (tabela 3). No entanto, além de perseguir a liberalização regional, os membros do Mercosul, especialmente o Brasil, também adotaram uma liberalização comercial unilateral, que provocou acentuado declínio nas tarifas de importação para os não-membros do bloco. Portanto, também incidiam sobre os países de fora do bloco, em quase todos os setores, tarifas mais baixas em 1995 do que em 1991,

18. Além disso, esses trabalhos também estimaram os efeitos da liberalização interna e da implementação da TEC de forma conjunta, impossibilitando a avaliação do impacto de cada uma das fases da integração.

reduzindo-se a margem de preferência causada pela liberalização interna. A redução tarifária preferencial brasileira, por exemplo, excedeu 30 pontos percentuais (p.p.) em todos os três setores acima mencionados, embora as tarifas também tenham caído significativamente nas importações de fora do bloco. O setor de recursos naturais foi o único em que houve um aumento do nível de proteção no Brasil, em relação aos não-membros do bloco. Na Argentina, que apresentava tarifas de importações mais baixas em relação aos demais membros do bloco, em 1991, alguns setores, tais como produtos agrícolas e recursos naturais, tiveram uma queda nas tarifas intrabloco *vis-à-vis* ao incremento das tarifas extrabloco, criando uma situação propícia para o desvio de comércio. O desmantelamento unilateral das barreiras tarifárias também foi uma característica da política comercial uruguaia. Na maioria dos setores, as tarifas extrabloco declinaram entre 1991 e 1995, com a maior queda, superior a 11 p.p., ocorrendo no setor de alimentos processados.

TABELA 3
Mudança nas tarifas de importação sob o experimento PRF
(Em %)[a]

Setores	Arg		Bra		Uru	
	Intrabloco	Extrabloco	Intrabloco	Extrabloco	Intrabloco	Extrabloco
Grãos	–5,00	–2,43	–14,29	–11,71	–13,50	–10,93
Out. agric.	–5,44	4,64	–14,44	–4,15	–15,71	–5,42
Pecuária	–7,80	–0,13	–9,28	–1,61	–17,41	–9,74
Rec. naturais	–4,95	3,74	–7,44	0,96	–14,37	–5,96
Alimentos proc.	–7,46	1,55	–24,95	–15,63	–20,45	–11,44
Vestuário	–19,13	–11,14	–38,84	–30,72	–12,85	–5,04
Equip. transporte	–15,83	–4,66	–37,83	–21,10	–15,74	–9,92
Máquinas	–13,02	–2,23	–31,42	–14,73	–17,09	–9,47
Out. manufaturas	–12,30	3,14	–21,69	–7,14	–16,93	–2,38

Fonte: Cálculo do próprio autor.

[a] A tabela representa as mudanças nas tarifas de importação entre 1991 e 1995.

O segundo conjunto de simulações busca captar os efeitos atribuídos exclusivamente à introdução da TEC, em 2006. O experimento TEC começa com o mesmo equilíbrio modificado de 1995, empregado no experimento PRF, com livre-comércio intrabloco e tarifas não-ponderadas aplicadas sobre as importações de não-membros do bloco, criadas pela simulação *Altertax*. As tarifas intrabloco permanecem zeradas no equilíbrio inicial e final, enquanto as tarifas extrabloco são alteradas de seu equilíbrio inicial, em 1995, para convergirem à TEC (tabela 4). A implementação da TEC provoca pequenas diferenças no padrão de mudanças das tarifas, pois os membros do Mercosul já apresentavam uma estrutura tarifária

bastante similar no ano-base de 1995. As maiores exceções são equipamento de transporte e máquinas, setores em que o Brasil apresenta tarifas mais elevadas do que a TEC, ocorrendo assim uma convergência para baixo, enquanto na Argentina e no Uruguai ocorre o oposto, elevando-se as tarifas até chegar ao nível proposto pela TEC. O Brasil é o país que mais freqüentemente precisa reduzir suas tarifas para ajustá-las à TEC, refletindo seu maior grau de proteção em 1995. A estrutura da TEC concede maior proteção às manufaturas, especialmente vestuário, equipamento de transporte e máquinas, enquanto todos os setores primários apresentam tarifas de importação que não excedem um dígito. Merece destaque o significativo aumento das tarifas de importação no setor de vestuário para atingir a TEC em todos os membros do bloco, que alcança quase 10 p.p., tornando esse setor o mais protegido do Mercosul.

TABELA 4
Mudança nas tarifas de 1995 para convergir à TEC em 2006
(Em %)[a]

Setores	Arg		Bra		Uru		
	Intrabloco	Extrabloco	Intrabloco	Extrabloco	Intrabloco	Extrabloco	TEC
Grãos	0,00	2,83	0,00	2,83	0,00	2,83	5,40
Out. agric.	0,00	–2,76	0,00	–2,97	0,00	–2,97	7,32
Pecuária	0,00	–2,68	0,00	–2,68	0,00	–2,68	4,99
Rec. naturais	0,00	–4,82	0,00	–4,52	0,00	–4,55	3,87
Alimentos proc.	0,00	3,25	0,00	2,94	0,00	3,26	12,26
Vestuário	0,00	9,57	0,00	9,44	0,00	9,75	17,56
Equip. transporte	0,00	3,50	0,00	–2,06	0,00	8,85	14,67
Máquinas	0,00	2,07	0,00	–3,83	0,00	5,24	12,86
Out. manufaturas	0,00	–5,76	0,00	–4,88	0,00	–4,89	9,67

Fonte: Cálculo do próprio autor.

[a] A tabela representa as mudanças nas tarifas de importação entre 1995 e 2006.

Portanto, ao passo que o primeiro conjunto de simulações mensura o impacto da liberalização comercial interna, ocorrida entre 1991 e 1995, o segundo estima os efeitos da convergência à TEC, completando a formação da união aduaneira. A tabela 5 mostra as tarifas em vigor nos países-membros e não-membros do bloco nos equilíbrios inicial e final. É possível observar que a única, mas fundamental, diferença entre os experimentos PRF e MFN é que, no último, os membros do bloco também sofrem a imposição de tarifas não-discriminatórias ao invés do livre-comércio.

TABELA 5
Situação das tarifas de importação por experimento

Experimentos	Membros		Não-Membros	
	Pré-simulação	Pós-simulação	Pré-simulação	Pós-simulação
Altertax	1995 GTAP	0	1995 GTAP	1995 MFN
PRF	0	1991 MFN	1995 MFN	1991 MFN
MFN	1995 MFN	1991 MFN	1995 MFN	1991 MFN
TEC	0	0	1995 MFN	2006 TEC

Fonte: Cálculo do próprio autor.

4 RESULTADOS

Os resultados apresentados se baseiam, principalmente, na quantificação da criação e desvio de comércio, apoiados na análise do consumo aparente e de mudanças de bem-estar a eles associados, devido à formação da área de livre-comércio, em 1995, e à implementação da união aduaneira, em 2006. Espera-se que a criação de comércio tenha um impacto positivo sobre o bem-estar dos países do bloco, na medida em que a abolição de tarifas no comércio intrabloco permite que os membros do bloco façam uma alocação mais eficiente de seus recursos na produção, ao possibilitar a importação de bens de outros parceiros do bloco em detrimento de produtores domésticos ineficientes. Em contraste, é provável que o desvio de comércio tenha um efeito negativo sobre o bem-estar, pois um parceiro do bloco substitui produtores mais eficientes localizados fora do bloco.

Os modelos de EGC permitem que se obtenham as mudanças nas importações e na produção doméstica e, mais importante, que se calcule o impacto sobre o bem-estar. A partir de informações a respeito das importações e da produção doméstica, é possível identificar diretamente a criação ou desvio de comércio sob a análise do consumo aparente, que permite a divisão da demanda em três fontes de oferta diferentes: a produção doméstica líquida das exportações (P-X), importações dos membros do bloco (Mi) e de não-membros (Mw). Esta abordagem tem sido amplamente utilizada para analisar os efeitos da criação e desvio de comércio resultantes da formação de um bloco (por exemplo, Truman, 1975; Jacquemin; Sapir, 1988). Truman (1975) identificou seis possíveis configurações que surgem de mudanças nas participações das três fontes de oferta como resultado do estabelecimento de um APC (tabela 6). Os casos 1, 2 e 3 envolvem a criação de comércio e estão associados à queda da produção doméstica, ao lado do aumento da dependência das importações. Se esse declínio é absorvido, tanto pelas importações de dentro como de fora do bloco, ocorre o caso 1, conhecido como criação interna e externa de comércio.[19] Se, entretanto, a queda

19. Balassa (1967) introduziu esses dois novos conceitos de criação e desvio externo de comércio. Enquanto o primeiro se refere a um aumento das importações de não-membros do bloco, em detrimento da produção doméstica, o último considera a substituição das importações intrabloco por importações de fora do bloco, ambos assumindo que a TEC seria menor do que as tarifas de importação em vigor antes da formação do bloco.

da produção doméstica é inteiramente absorvida por importações de fora ou de dentro do bloco, ocorrem os casos 2 e 3, respectivamente. Os casos 4, 5 e 6 estão associados com o desvio de comércio, em que a participação da produção doméstica aumenta em detrimento das importações intra e/ou extrabloco. Essas situações podem surgir, especialmente, quando são aumentadas as tarifas que incidem sobre as importações de países não-membros do bloco.

TABELA 6
Efeitos da integração econômica

Efeitos possíveis	(P - X)	Mi	Mw
1. Criação interna e externa de comércio	–	+	+
2. Criação externa de comércio e desvio interno de comércio	–	–	+
3. Criação interna de comércio e desvio externo de comércio	–	+	–
4. Desvio externo de comércio e erosão externa de comércio	+	+	–
5. Erosão interna e externa de comércio	+	–	–
6. Desvio interno de comércio e erosão interna de comércio	+	–	+

Fonte: Truman (1975).

Além de identificar apenas a direção das mudanças de bem-estar, em cada setor e em cada país do bloco, também é possível mensurá-las, usando a decomposição do bem-estar do GTAP, mediante seus três componentes: efeitos alocativos, termos de troca, e o saldo investimento-poupança.[20] Em um modelo que se baseia na análise de estática comparativa, com dotação de fatores e tecnologia fixas, a maneira de aumentar o bem-estar é através da redução das distorções causadas pela incidência de tarifas sobre o comércio. Os ganhos de eficiência alocativa estão intimamente relacionados ao grau em que o país reduz suas tarifas. Produtos importados mais baratos provocam ganhos, tanto no consumo como na forma como os recursos domésticos são empregados. Entretanto, efeitos sobre o bem-estar não se restringem a mudanças alocativas, mas também incluem mudanças nos termos de troca e no preço relativo da poupança e do investimento. Os termos de troca (TOT) são definidos como a razão entre o preço recebido e o preço pago pelos bens comercializáveis.[21] O impacto sobre o bem-estar, derivado do componente investimento-poupança (I-S), depende dos preços da poupança e do investimento e se a região é uma fornecedora ou receptora líquida de poupança.[22] As regiões

20. A variação equivalente (VE) reflete a diferença entre os gastos necessários para obter o novo nível de utilidade ao preços iniciais (Y_{VE}) e o nível de utilidade disponível no equilíbrio inicial (Y), ou seja, $VE = Y_{VE} - Y$.

21. McDougall (1993) mostra que as mudanças nos termos de troca podem ser decompostas em três termos, representando a contribuição do índice de preços mundiais de todos os setores, preços regionais de exportação e importação.

22. O fechamento – adotado em todas as simulações (NewMRGE) –, em que o preço da poupança varia por região, minimiza a diferença entre os preços do investimento e da poupança, fazendo com que se movam conjuntamente, refletindo o fato de que a maior parte da poupança é investida domesticamente.

que são fornecedoras líquidas de poupança para o banco global se beneficiam com o aumento do preço da poupança relativo ao do investimento, enquanto os recebedores líquidos perdem.[23]

4.1 Efeito líquido do bloco

A seção 3 mostrou a importância de se separar os efeitos da liberalização intrabloco (discriminatória) dos efeitos da liberalização não-discriminatória sobre o consumo aparente e o bem-estar. O objetivo desta subseção é quantificar essas diferenças para se estimar em quais setores houve criação ou desvio de comércio, devido ao efeito real (líquido) do Mercosul, computado através da diferença entre os experimentos PRF e MFN.[24]

A análise do consumo aparente, captando os efeitos exclusivos do Mercosul, permite que se observe um padrão comum aos países do bloco. A tabela 7 mostra que, em quase todos os casos, a participação das importações intrabloco aumenta em detrimento tanto da produção doméstica como das importações de fora do bloco, criando uma situação conhecida como criação interna de comércio e desvio externo de comércio (caso 3 da tabela 6). Sempre que isso ocorreu, a maior parte da elevação da participação das importações dos parceiros do bloco resultou em uma queda mais expressiva da produção doméstica do que das importações de não-membros do bloco, reduzindo a probabilidade do surgimento de desvio de comércio. Esse fenômeno pode até ter aumentado a eficiência no bloco, pois a produção doméstica menos eficiente foi substituída por importações de outros membros do bloco.

Entretanto, em alguns setores no Uruguai – como o de recursos naturais, o de equipamento de transporte e o de máquinas –, a maior parcela do crescimento da participação das importações do bloco ocorreu em detrimento de importações de não-membros, aumentando a probabilidade de desvio de comércio, na medida em que os produtores mais eficientes localizados em países fora do bloco perderam acesso a esse mercado em razão das preferências concedidas ao comércio intrabloco. O setor equipamento de transporte é aquele que apresenta a maior reorientação de produção e comércio em todos os membros do bloco. A alteração mais expressiva desse setor ocorreu no Uruguai, onde a participação das importações intrabloco no consumo aparente cresceu 9,21 p.p., com queda na participação da produção doméstica e, principalmente, das importações extrabloco. No entanto, o tamanho das mudanças nas três fontes da oferta no consumo aparente ao nível do bloco é muito pequeno, com a participação das importações intrabloco elevando-se em apenas 0,25 p.p.

---

23. A UE, a Asean e o resto do mundo são fornecedores líquidos de poupança, enquanto as demais regiões são recebedores líquidos.

24. As tabelas A.1 e A.2 com esses dois experimentos estão no apêndice A.

TABELA 7
Efeito do Mercosul sobre a participação no consumo aparente
(Em %)

Setores	Arg			Bra			Uru			Merc		
	Mi	Mw	P-X	Mi	Mw	P-X	Mi	Mw	P-X	Mi	Mw	P-X
Grãos	0,00	0,01	–0,01	0,22	–0,05	–0,16	0,21	0,04	–0,25	0,17	–0,04	–0,13
Out. agric.	0,25	–0,12	–0,14	0,23	–0,11	–0,13	2,42	–0,95	–1,48	0,25	–0,11	–0,14
Pecuária	0,00	0,01	–0,01	0,09	–0,03	–0,06	0,42	–0,06	–0,36	0,07	–0,02	–0,05
Rec. naturais	0,42	–0,05	–0,36	0,67	–0,33	–0,34	3,62	–2,54	–1,08	0,64	–0,28	–0,36
Alimentos proc.	0,14	–0,04	–0,10	0,24	–0,09	–0,14	0,91	–0,14	–0,77	0,23	–0,08	–0,14
Vestuário	0,21	–0,03	–0,18	0,13	–0,03	–0,09	2,84	–0,88	–1,96	0,18	–0,04	–0,14
Equip. transporte	1,73	–0,59	–1,13	1,48	–0,60	–0,87	9,21	–7,70	–1,51	1,64	–0,66	–0,98
Máquinas	1,45	–0,56	–0,89	0,41	–0,12	–0,30	4,48	–3,45	–1,03	0,66	–0,23	–0,44
Out. manufaturas	0,89	–0,32	–0,57	0,20	–0,07	–0,13	5,35	–2,80	–2,55	0,44	–0,16	–0,27
Serviços	0,00	0,05	–0,05	0,00	0,01	–0,01	0,00	0,15	–0,14	0,00	0,02	–0,02
Total	0,41	–0,11	–0,30	0,17	–0,06	–0,11	1,50	–0,66	–0,83	0,25	–0,08	–0,17

Fonte: A tabela reflete o efeito líquido do Mercosul, obtido através da diferença entre os experimentos PRF e MFN.

Embora as mudanças das participações no consumo aparente tenham sido pequenas na maioria dos setores, a situação se altera quando é expressa em dólares, refletindo os valores elevados que o consumo aparente assume, especialmente no Brasil (tabela 8). Considerando-se o bloco como um todo, os resultados sugerem que o aumento das importações intrabloco, atribuídas exclusivamente ao Mercosul, atingem a US$ 4,638 bilhões, dos quais aproximadamente 1/3 ocorreu à custa das importações de países não-membros (US$ 1,550 bilhão) e 2/3 em detrimento da produção doméstica (US$ 3,088 bilhões). Vale ressaltar que outras manufaturas e equipamento de transporte são responsáveis por mais da metade da redução do valor importado pelo bloco de não-membros.

Ao se analisar o impacto da formação do Mercosul sob a ótica da eficiência alocativa, percebe-se que o Brasil é o único país que apresenta ganhos e, mesmo assim, bastante reduzidos (tabela 9). Isso não surpreende, visto que o Brasil reduziu suas tarifas de importação de forma mais agressiva, beneficiando-se mais dos ganhos alocativos, que somaram US$ 476 milhões. O país obtém ganhos alocativos em todos os setores, à exceção de equipamento de transporte. Todas as demais regiões analisadas, incluindo a Argentina, apresentam perdas de eficiência alocativa. Assim como ocorreu no Brasil, na maioria das regiões houve concentração das perdas alocativas no setor de equipamento de transporte. Enquanto o Mercosul somente beneficia o Brasil em termos de eficiência alocativa, a liberalização não-discriminatória gera ganhos para todas as regiões, que atingem a US$ 3,975 bilhões. O próprio Brasil apresenta ganhos significativamente maiores, que chegam a US$ 3,317

bilhões. Portanto, a quase totalidade dos ganhos alocativos totais, obtidos sob o experimento PRF, que chegam a US$ 4,277 bilhões, foram causados pela liberalização unilateral, em vez da liberalização regional.

TABELA 8
Efeito do Mercosul sobre o valor do consumo aparente
(Em US$ milhões de 1995)

Setores	Arg			Bra			Uru			Merc		
	Mi	Mw	P-X	Mi	Mw	P-X	Mi	Mw	P-X	Mi	Mw	P-X
Grãos	0	0	0	28	–6	–22	1	0	–1	29	–6	–23
Out. agric.	41	–19	–22	128	–58	–70	16	–6	–10	182	–82	–100
Pecuária	0	1	–1	24	–9	–15	7	–1	–6	31	–8	–23
Rec. naturais	60	–8	–53	258	–128	–131	26	–18	–8	345	–152	–193
Alimentos proc.	81	–25	–57	260	–102	–158	33	–5	–28	389	–146	–243
Vestuário	63	–9	–54	73	–19	–54	22	–7	–15	160	–33	–127
Equip. transporte	412	–142	–270	680	–277	–399	65	–54	–11	1.157	–468	–689
Máquinas	300	–115	–185	324	–96	–236	44	–34	–10	672	–230	–442
Out. manufaturas	838	–302	–536	521	–174	–347	210	–110	–100	1.576	–592	–984
Serviços	5	81	–86	36	63	–96	0	24	–24	–25	216	–191
Total	1.810	–490	–1.320	2.333	–846	–1.487	439	–195	–244	4.638	–1.550	–3.088

Fonte: A tabela reflete o efeito líquido do Mercosul, obtido através da diferença entre os experimentos PRF e MFN.

TABELA 9
Efeito do Mercosul sobre a eficiência alocativa
(Em US$ milhões de 1995)

Setores	Arg	Bra	Uru	Nafta	UE	Andino	Asean	RMundo	Total
Grãos	2	14	0	–2	–9	0	–3	2	5
Out. agric.	–1	146	0	–3	–4	0	0	3	140
Pecuária	0	6	1	0	–4	0	0	–1	1
Rec. naturais	1	11	1	–1	0	–1	0	–6	5
Alimentos proc.	3	63	5	–3	–53	–1	0	–8	7
Vestuário	–1	11	–3	–1	–1	0	0	–1	4
Equip. transporte	–22	–19	–4	–2	–4	0	–4	–4	–60
Máquinas	–5	82	–1	–1	–2	–1	–2	–2	67
Out. manufaturas	–10	157	2	–5	–7	–1	–2	–14	119
Serviços	3	6	–2	4	0	0	1	2	15
Total	–30	476	0	–14	–86	–4	–10	–30	302

Fonte: A tabela reflete o efeito líquido do Mercosul, obtido através da diferença entre os experimentos PRF e MFN.

Quando se consideram os efeitos causados pelo bloco sobre os termos de troca, a situação se altera substancialmente. A variação dos termos de troca domina as mudanças totais sobre o bem-estar para todas as regiões, com exceção do Brasil. A grande redução tarifária promovida pelo Brasil aumentou sua demanda de importações, principalmente dos demais membros do Mercosul. Assim, Argentina e Uruguai se beneficiaram da maior demanda brasileira por seus produtos, elevando os preços de exportação, o que resultou em melhoria dos termos de troca para ambos. Esse fenômeno proporciona um aumento do bem-estar total desses dois países.[25]

TABELA 10
Efeito do Mercosul sobre o bem-estar
(Em US$ milhões de 1995)

Regiões	Efeito alocativo	Termos de troca	Poupança investimento	Efeito total	% no GDP
Arg	–30	244	1	215	0,082
Bra	476	76	21	573	0,081
Uru	0	51	5	57	0,333
Nafta	–14	–48	–31	–93	–0,001
UE	–86	–143	4	–224	–0,003
Andino	–4	–21	–1	–26	–0,011
Asean	–10	–49	4	–55	–0,001
RMundo	–30	–114	–6	–150	–0,003
Total	302	–3	–1	297	0,001

Fonte: A tabela reflete o efeito líquido do Mercosul, obtido através da diferença entre os experimentos PRF e MFN.

O impacto total sobre o bem-estar causado pela formação do Mercosul é extremamente pequeno, representando apenas 0,001% do PIB mundial, ou US$ 297 milhões (tabela 10). O bloco beneficia apenas seus membros, em especial o Uruguai, que apresenta um ganho total de bem-estar de 1/3 de p.p. Vale ressaltar que os ganhos de bem-estar obtidos pelos membros do Mercosul proporcionados pela integração regional, com exceção do Uruguai, são menores do que aqueles obtidos com a liberalização não-discriminatória.[26] Além disso, todas as demais regiões sofrem perdas de bem-estar, especialmente a UE e o resto do mundo. Ou seja, todos os países não-membros do bloco estariam em uma situação melhor se somente a liberalização não-discriminatória fosse adotada. Nesse caso, o bem-estar mundial teria se elevado em US$ 4,036 bilhões. Assim, atribuir todas as mudanças de bem-estar exclusivamente à formação do Mercosul superestima os

25. Em relação ao componente poupança-investimento, somente o Brasil sofre uma perda considerável de bem-estar, pois é um recebedor líquido de poupança e o preço da poupança regional aumentou em relação ao preço dos investimentos.

26. Ver os resultados da liberalização não-discriminatória (experimento MFN) no apêndice B.

efeitos do bloco (conforme mostra o experimento PRF). Este artigo mostra que a maior parte dos benefícios foi proporcionada pela liberalização unilateral e não pela criação do bloco.

4.2 Impacto da TEC: experimento da união aduaneira

Conforme mencionado anteriormente, a plena implementação da união aduaneira, no que se refere às tarifas de importação, divide-se em duas fases. Primeiro, as tarifas intrabloco foram removidas entre 1991 e 1994. Segundo, as tarifas de todos os produtos iriam convergir para a TEC até 2006. A subseção anterior examinou os efeitos sobre a liberalização interna, enquanto esta trata exclusivamente do impacto da implantação plena da TEC. A convergência à TEC ocorre a partir de uma situação na qual já há livre-comércio intrabloco e as tarifas extrabloco estão no patamar vigente em 1995, correspondendo ao mesmo equilíbrio inicial do experimento PRF. Essa simulação completa a análise dos efeitos esperados pela criação do bloco sobre o padrão de comércio e bem-estar de seus países-membros e não-membros. O estabelecimento da TEC, a partir da situação existente em 1995, causa impacto bem menor sobre a produção e o consumo, em relação às simulações anteriores, em que as tarifas internas e externas ao bloco foram alteradas. Esse fato não surpreende, pois em 1995 as tarifas de importação intrabloco já estavam eliminadas e as tarifas aplicadas nas importações de não-membros já eram bastante similares à TEC. O resultado depende da direção e da intensidade das mudanças nas tarifas.

A convergência à TEC causou elevação das tarifas extrabloco, aplicadas nos setores industriais, e a queda em relação aos produtos agrícolas, tanto na Argentina como no Uruguai. Em razão disso, verificou-se, nos dois países, um padrão bastante claro, marcado pelo aumento do volume de importações intrabloco em detrimento das extrabloco nos setores industriais, ocorrendo o inverso nos agrícolas. O aumento do protecionismo nos setores industriais nos dois países acarretou uma elevação na participação das importações intrabloco e na produção doméstica no consumo aparente, à custa das importações de fora do bloco (tabela 11). Ao mesmo tempo, a política mais liberal em relação aos não-membros nos setores primários resultou no incremento da participação das importações de não-membros em detrimento da produção doméstica e das importações intrabloco. Ou seja, a situação dos setores industriais corresponde a desvio e erosão externa de comércio, enquanto ocorreu criação externa de comércio e desvio interno de comércio nos setores primários, com os primeiros se tornando muito mais suscetíveis a perdas de bem-estar devido à eficiência alocativa.

O Brasil, por sua vez, reduziu as tarifas de importação para atingir a TEC, na maioria dos setores examinados. Assim, houve incremento da participação das importações extrabloco em detrimento das intrabloco e da produção doméstica. Tal

situação sugere que o país é o membro do bloco com a maior chance de se beneficiar de ganhos de eficiência alocativa. Tal impressão é confirmada pelos dados da tabela 12: o Brasil é o país que apresenta os maiores ganhos de eficiência alocativa, da ordem de US$ 852 milhões. Todos os setores que sofreram queda nas tarifas de importação apresentam ganhos alocativos. Naqueles poucos setores em que houve aumento do protecionismo, especialmente no de vestuário, ocorrem perdas. Na Argentina e no Uruguai, conforme esperado, houve perdas alocativas na maior parte dos setores industriais, especialmente no de equipamento de transporte, e ganhos nos setores primários, gerando pequenas reduções de eficiência alocativa total para os dois países. Os ganhos totais de eficiência alocativa chegaram a US$ 1,024 bilhão, com todas as regiões extra-Mercosul sendo beneficiadas.

TABELA 11
Efeito da união aduaneira sobre a participação no consumo aparente
(Em %)

Setores	Arg			Bra			Uru			Merc		
	Mi	Mw	P-X	Mi	Mw	P-X	Mi	Mw	P-X	Mi	Mw	P-X
Grãos	0,00	0,00	0,00	0,07	–0,26	0,19	0,09	–0,18	0,09	0,05	–0,20	0,14
Out. agric.	–0,04	0,08	–0,05	–0,04	0,16	–0,12	–0,24	0,56	–0,32	–0,04	0,15	–0,11
Pecuária	0,00	0,01	–0,01	–0,02	0,04	–0,02	0,06	0,12	–0,18	–0,01	0,03	–0,02
Rec. naturais	–0,11	0,50	–0,39	–0,23	1,16	–0,92	–1,42	1,75	–0,33	–0,21	0,99	–0,77
Alimentos proc.	0,03	–0,09	0,06	0,04	–0,17	0,14	0,19	–0,36	0,16	0,04	–0,15	0,11
Vestuário	0,19	–0,55	0,35	0,17	–0,76	0,59	2,47	–4,37	1,90	0,20	–0,72	0,52
Equip. transporte	0,91	–1,39	0,49	–0,35	0,72	–0,37	16,22	–16,40	0,18	0,24	–0,17	–0,08
Máquinas	0,50	–1,16	0,66	–0,09	1,05	–0,96	4,32	–5,41	1,09	0,08	0,54	–0,62
Out. manufaturas	–0,18	0,64	–0,46	–0,04	0,38	–0,34	–1,00	1,60	–0,61	–0,09	0,46	–0,37
Serviços	0,00	–0,03	0,02	0,00	–0,02	0,02	0,00	0,01	–0,01	0,00	–0,02	0,02
Total	0,05	–0,03	–0,02	–0,02	0,13	–0,11	0,47	–0,47	0,00	0,00	0,08	–0,09

Fonte: Simulação TEC do GTAP.

Em termos gerais, os resultados agregados de bem-estar para o Brasil são positivos, pois as perdas causadas pela deterioração dos termos de troca e do componente poupança-investimento são mais do que compensadas pelos ganhos de eficiência alocativa (tabela 13). Na Argentina, a deterioração dos termos de troca reforça as perdas alocativas, levando a uma redução global de bem-estar. No Uruguai, a pequena melhoria dos termos de troca não é suficiente para compensar as perdas alocativas, gerando também uma queda do nível de bem-estar total. Os ganhos de bem-estar das regiões de fora do Mercosul se concentram nos termos de troca, com a UE mostrando ganho expressivo neste componente. O ganho total de bem-estar provocado pela simulação chega a 0,004% do PIB mundial, ou US$ 1,021 bilhão.

TABELA 12
Decomposição da eficiência alocativa da união aduaneira
(Em US$ milhões de 1995)

Setores	Arg	Bra	Uru	Nafta	UE	Andino	Asean	RMundo	Total
Grãos	3	–14	0	4	11	0	3	–1	7
Out. agric.	1	135	0	3	3	0	0	–4	138
Pecuária	0	2	0	1	6	0	0	0	9
Rec. naturais	5	57	1	4	5	1	0	13	87
Alimentos proc.	–5	–29	–2	4	56	0	2	9	36
Vestuário	–21	–123	–9	–1	–4	0	–1	–12	–170
Equip. transporte	–45	69	–12	0	2	1	–1	3	18
Máquinas	–28	324	–5	3	3	3	3	6	308
Out. manufaturas	80	434	6	16	16	3	0	26	581
Serviços	0	–3	–1	–1	7	0	2	5	10
Total	–9	852	–22	33	107	8	8	46	1.024

Fonte: Simulação TEC do GTAP.

TABELA 13
Efeito da união aduaneira sobre o bem-estar
(Em US$ milhões de 1995)

Regiões	Efeito alocativo	Termos de troca	Poupança investimento	Efeito total	% no GDP
Arg	–9	–86	0	–96	–0,037
Bra	852	–446	–89	318	0,045
Uru	–22	10	5	–7	–0,041
Nafta	33	125	33	191	0,002
UE	107	135	12	255	0,003
Andino	8	35	1	44	0,019
Asean	8	66	19	93	0,002
RMundo	46	159	19	224	0,004
Total	1.024	–2	0	1.021	0,004

Fonte: Simulação TEC do GTAP.

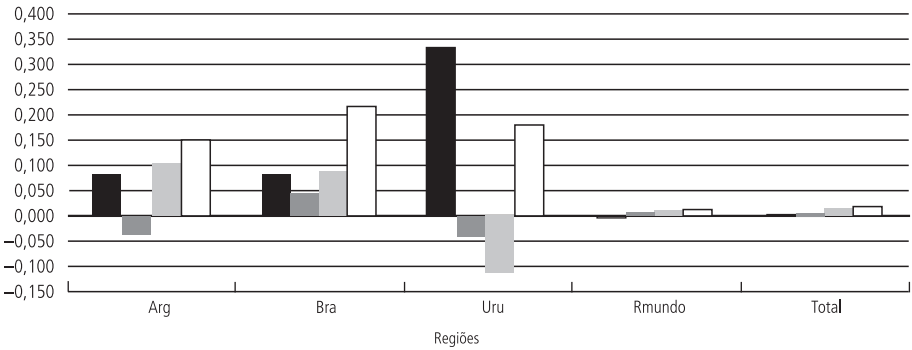
Após isolar os efeitos da formação do bloco das medidas unilaterais tomadas pelos seus membros e estimar o impacto da implementação da TEC, é possível avaliar a contribuição de cada um desses fatores no efeito total do bloco e compará-los ao efeito da liberalização não-discriminatória. O gráfico a seguir mostra o impacto de cada uma das simulações sobre o nível de bem-estar em percentual do PIB de 1995 de cada região. Conforme a análise anterior sugeriu, a maior parte dos ganhos de bem-estar no período 1991-1995 se deve à liberalização

não-discriminatória (efeito MFN) em vez da liberalização regional, para todas as regiões exceto o Uruguai. Além disso, a maior parte dos ganhos de bem-estar ocorreu durante o período de transição para os membros do Mercosul, devido à remoção das tarifas intrabloco e à redução das tarifas extrabloco. A Argentina e o Uruguai tiveram perdas de bem-estar em razão da convergência à TEC, entre 1995 e 2006. Entretanto, dados os ganhos obtidos no período de transição, o Uruguai foi o membro mais beneficiado com a integração regional ao longo de todo o período, com ganhos de 0,29% do PIB. O Brasil vem logo atrás, sendo o único membro do bloco a obter ganhos em ambos os períodos, enquanto a Argentina obtém ganhos somente no período de transição. No entanto, quando se consideram os efeitos agregados sobre o bem-estar, envolvendo as liberalizações regional e multilateral, o Brasil foi o país que obteve os maiores ganhos ao longo de todo o período, chegando a 0,22% do PIB.

GRÁFICO 1

Sumário dos efeitos das simulações sobre o bem-estar

(Mudança no bem-estar, em % do PIB)



Fonte: Todas as simulações.

■ Efeito regional (1991-1995) ■ Efeito regional (1995-2006) ■ Efeito MFN (1991-1995) □ Efeito agregado

Este artigo mostra que o impacto do Mercosul sobre o bem-estar é menor do que aquele apresentado em outros trabalhos. O efeito do bloco sobre o bem-estar no Brasil, por exemplo, alcançou US$ 891 milhões. Esse valor é bastante inferior aos encontrados em outras simulações que utilizaram modelos de competição perfeita, com versões anteriores da base de dados do GTAP (versões 2 e 3), como fizeram Teixeira (1998), que chegou a US$ 2,474 milhões, Ferreira Filho (1999), US$ 2,390 milhões, e Teixeira e Valverde (2000), US$ 2,964 milhões. O resultado, que representa 0,13% do PIB, também é muito inferior aos registrados por Cavalcante e Mercenier (1999), que variaram entre 0,4% e 0,49% do PIB, embora, nesse caso, a diferença também possa ser explicada pelo uso de modelos baseados em competição imperfeita. Essas tentativas anteriores de mensurar o impacto do Mercosul não separaram o efeito do bloco das medidas unilaterais aplicadas simultaneamente. Portanto, elas não puderam estimar o efeito exclusivo do Mercosul,

que é o principal objetivo deste artigo. Assim, quando as medidas unilaterais são separadas da formação do bloco, o efeito líquido do Mercosul sobre o bem-estar parece ser muito menor do aquele estimado pelos trabalhos anteriores.

Entretanto, os resultados do artigo são potencialmente sensíveis às hipóteses utilizadas, especialmente àquelas que se referem aos valores das elasticidades de comércio (por exemplo, Gehlhar, 1997; Hertel; Martin, 1999).[27] Com o objetivo de testar até que ponto mudanças nessas elasticidades afetariam os resultados sobre o bem-estar, seus valores foram duplicados e reduzidos pela metade na base de dados 4 do GTAP (tabela 14). Ao dobrarem-se os valores das elasticidades de comércio, houve uma expansão dos ganhos de eficiência alocativa das regiões, especialmente no Brasil, onde quase foram duplicados. O Brasil, de fato, é o país que mais se beneficia desse procedimento, com os ganhos de bem-estar atingindo 0,85% do PIB, enquanto o mundo como um todo apresenta pequena melhoria em termos de bem-estar. Quando as elasticidades foram reduzidas pela metade, houve efeito inverso, com o Brasil passando a apresentar perda de bem-estar. Elasticidades de comércio menores causam grandes impactos sobre os termos de troca. Na medida em que Argentina e Uruguai obtêm ganhos, principalmente desse componente, um padrão interessante se observa, pois a redução das elasticidades gera ganhos de bem-estar maiores, quando comparada à sua elevação. Assim, a principal conseqüência das mudanças nas elasticidades é a redistribuição dos ganhos dentro do bloco, beneficiando o Brasil quando elas são elevadas e a Argentina e o Uruguai, quando são reduzidas.

TABELA 14
Efeitos de dobrar e reduzir pela metade as elasticidades de comércio
(Em % do PIB)

Regiões	Efeito regional (1991-1995)		Efeito regional (1995-2006)		Efeito MFN (1991-1995)		Efeito total	
	Dobro	Metade	Dobro	Metade	Dobro	Metade	Dobro	Metade
Arg	0,01	0,16	–0,04	–0,04	0,12	0,10	0,09	0,22
Bra	0,10	0,06	0,19	–0,04	0,57	–0,28	0,85	–0,27
Uru	0,09	0,56	–0,17	0,07	–0,04	–0,21	–0,11	0,42
RMundo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01
Total	0,00	0,00	0,01	0,00	0,03	0,01	0,03	0,01

Fonte: Simulação do GTAP.

27. Os valores da elasticidade de substituição entre os fatores primários (ESUBVA), entre os bens domésticos e importados da estrutura de agregação de Armington (ESUBD) e entre importações de diferentes fontes (ESUBM) estão no apêndice C. Buscando-se evitar complementaridade o seguinte procedimento foi adotado (ESUBM = 2ESUBD).

5 CONCLUSÃO

O artigo analisa a questão da criação e desvio de comércio, gerados pela formação do Mercosul, através de uma análise do consumo aparente. Os resultados são depois comparados com as mudanças no bem-estar devido à eficiência alocativa. Dois conjuntos de simulações foram realizados. O primeiro buscou mensurar o papel desempenhado pelo Mercosul, por meio da eliminação das tarifas intrabloco, na determinação das mudanças do padrão de comércio e bem-estar. O segundo conjunto estimou qual seria o impacto da implementação plena da TEC. O efeito do bloco foi estimado como sendo a diferença entre a liberalização preferencial (experimento PRF) e uma hipotética liberalização, supondo que as tarifas em 1995 não seriam discriminatórias (experimento MFN). Esse cenário serve como *antimundo* para as mudanças efetivas das tarifas e a diferença entre os resultados dos experimentos PRF e MFN reflete os efeitos que podem ser atribuídos exclusivamente à formação do bloco. O procedimento se justifica, pois os membros do bloco estiveram envolvidos em reformas tarifárias unilaterais simultaneamente à implementação do acordo regional de comércio.

Ao se adotar esse procedimento, observa-se que atribuir ao Mercosul todo o impacto da mudança da política comercial sobre o comércio e o bem-estar fornece uma aproximação irreal do impacto efetivo da formação do bloco, especialmente no caso do Brasil, onde a liberalização unilateral foi mais intensa. Dessa forma, quando os efeitos do bloco são separados do resto, os resultados em termos de aumento das importações extrabloco e bem-estar são muito menos expressivos. Embora tenha havido elevação da eficiência alocativa devido à formação do bloco, ela foi muito pequena quando comparada aos ganhos proporcionados pela liberalização não-discriminatória. Em suma, a maior parte dos ganhos alocativos obtidos teria sido causada pela liberalização unilateral e não pela regional. Assim, tentativas anteriores de se mensurar o impacto do Mercosul sem separá-lo das medidas unilaterais tomadas no mesmo período parecem ter superestimado os efeitos do bloco.

Finalmente, o impacto da implementação da TEC foi estimado a partir de um cenário de livre-comércio intrabloco e com as tarifas externas vigentes em 1995. Os resultados desse experimento sugerem que a implementação da TEC iria reforçar as mudanças nas participações no consumo aparente das simulações anteriores. Na Argentina e no Uruguai houve queda do bem-estar agregado, em razão da necessidade de se elevar as tarifas de importação vigentes na maioria dos setores para a conversão à TEC. No Brasil e nas demais regiões, observou-se melhoria do bem-estar agregado. No caso do Brasil, a melhoria decorreu de ganhos de eficiência alocativa, pois, ao contrário dos demais parceiros do bloco, no país houve uma redução das tarifas de importação para alcançar os níveis da TEC, provocando aumento do volume de importações de não-membros em detrimento das importações dos países-membros do bloco e da produção doméstica.

ABSTRACT

This paper uses a computable general equilibrium (CGE) model from the Global Trade Analysis Project (GTAP) to infer the impact of Mercosur on welfare for both members and non-members countries and also to evaluate the existence of trade creation or trade diversion. The simulations estimate the effects of the bloc formation, between 1991 and 1995, distinguishing them from the unilateral liberalization that occurred simultaneously, and the likely outcome from the full implementation of the common external tariff (CET). The results show that the net effect of Mercosur on welfare seems to be much smaller than that from previous studies. This disparity may be explained by the fact that these previous simulations appear to attribute to Mercosur benefits generated by the unilateral liberalization.

REFERÊNCIAS

AZEVEDO, A. Mercosur: ambitious policies, poor practices. *Revista de Economia Política,* v. 24, p. 584-601, 2004.

BALASSA, B. Trade creation and trade diversion in manufactures in the European Common Market. *The Economic Journal*, v. 71, p. 01-21, 1967.

BAUMANN, R.; MUSSI, C. Mercosul: então e agora. *Revista Brasileira de Comércio Exterior*, v. 88, p. 04-24, 2006.

BID – Banco Inter-Americano de Desenvolvimento. *Boletim do Mercosul.* Buenos Aires, n. 11, 2006. Disponível em: <http://www.iadb.org/intal/>.

BRANDÃO, A.; LOPES, M.; PEREIRA, L. Uma análise quantitativa dos impactos do Mercosul sobre o Brasil. *In*: BRANDÃO, A.; PEREIRA, L. (Eds.). *Mercosul*: perspectivas da integração. Rio de Janeiro: Fundação Getulio Vargas, 1998. p. 47-74.

BROWN, D.; DEARDORFF, A.; STERN, R. A North-American Free Trade Agreement: analysis issues and a computational assessment. *The World Economy*, v. 15, p. 15-29, 1992.

CAVALVANTE, J.; MERCENIER, J. Uma avaliação dos ganhos dinâmicos do Mercosul usando equilíbrio geral. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 29, n. 1, p. 153-184, 1999.

DIAO, X.; DÍAZ-BONILLA, E.; SHERMAN, R. *Scenarious for trade integration in the Americas*. Washington International Food Policy Research Institute, 2002 (TMD Discussion Paper, n. 90). Disponível em: <http://www.cgiar.org/ifpri/divs/tmd/dp.htm>.

ETHIER, W. The new regionalism. *The Economic Journal*, v. 449, p. 1.149-1.161, 1998.

FERREIRA FILHO, J. *Trade creation x trade diversion:* evidences from the GTAP model in the Mercosur integration process. Paper presented at the Second Annual Conference on Global Economic Analysis, Denmark, 1999.

FLORES, R. The gains from Mercosur: a general equilibrium, imperfect competition evaluation. *Journal of Policy Modeling*, v. 19, p. 1-18, 1997.

FRANÇOIS, J. *Scale economies and imperfect competition in the GTAP model.* Center for Global Trade Analysis, Purdue University, 1998 (GTAP Technical Paper, n. 14).

GEHLHAR, M. Historical analysis of growth and trade patterns in the Pacific rim: an evaluation of the GTAP framework. *In*: HERTEL, T. (Ed.). *Global trade analysis:* modelling and applications. New York: Cambridge University Press, 1997. p. 349-363.

GEHLHAR, M. *et al*. Overview of GTAP database. *In*: HERTEL, T. (Ed.). *Global trade analysis:* modelling and applications. New York: Cambridge University Press, 1997. p. 74-123.

HAALAND, J.; NORMAN, V. Global production effects of European integration. *In*: WINTERS, L. A. (Ed.). *Trade flows and trade policy after 1992.* Cambridge: Cambridge University Press, 1992.

HARRISON, G.; RUTHERFORD, T.; TARR, D. Products standards, imperfect competition and the completion of the market of European Community. *World Bank Mimeo*, n. 6, Washington, DC, 1994.

_____. Quantifying the Uruguay Round. *The Economic Journal*, v. 107, p. 1.405-1.430, 1997.

HERTEL, T. *Global trade analysis:* modelling and applications. New York: Cambridge University Press, 1997.

HERTEL, T.; MARTIN, W. *Would developing countries gain from inclusion of manufactures in the WTO negotiations?* CONFERENCE ON WTO AND THE MILLENIUM ROUND. 1999. Geneva, 1999.

HERTEL, T.; TSIGAS, M. Structure of GTAP. *In*: HERTEL, T. (Ed.). *Global trade analysis: modelling and applications*. New York: Cambridge University Press, p. 13-73, 1997.

HUFF, K.; HANSLOW, K.; HERTEL, T.; TSIGAS, M. GTAP behavioral parameters. *In*: HERTEL, T. (Ed.). *Global trade analysis:* modelling and applications. New York: Cambridge University Press, 1997. p. 124-148.

HUFF, K; HERTEL, T. *Decomposing welfare changes in the GTAP model.* Center for Global Trade Analysis, Purdue University, 2000 (GTAP Technical Paper, n. 5).

JACQUEMIN, A.; SAPIR, A. European integration or world integration? *Weltwirschaftliches Archiv*, v. 124, p. 127-139, 1988.

LAWRENCE, R. Preferential trading arrangements: the traditional and the new. *In:* GALAL, A.; HOEKMAN, B. (Eds.). *Regional partners in global markets*. CEPR, Egypt: The Egyptian Center for Economic Studies, World Trade Center, 1997. p. 13-34.

LIPSEY, R. The theory of customs unions: trade diversion and welfare. *Economica*, v. 24, p. 40-43, 1957.

MALCOLM, R. *Adjusting tax rates in the GTAP Data Base*. Center for Global Trade and Analysis, Purdue University, 1998 (GTAP Technical Paper, n. 12). Disponível em: <https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/res_display.asp?RecordID=315>.

McDOUGALL, R. *Two small extensions to Salter*. 1993 (Salter Working Paper, n. 12).

McDOUGALL, R.; ELBEHRI, A.; TRUONG, T. *Global trade, assistance and protection*: The GTAP 4 Data Base. Purdue University: Center for Global Trade and Analysis, 1999.

MEADE, J. *The theory of customs unions.* Amsterdam: North-Holland, 1955.

PANAGARIYA, A. The free trade area of Americas: good for Latin America? *World Economy*, v. 19, p. 485-515, 1996.

PREUSSE, H. Mercosur – another failed move towards regional integration? *World Economy*, v. 24, p. 911-931, 2001.

ROLAND-HORST, D.; REINERT, K.; SHIELLS, C. North-American trade liberalization and the role of nontariff barriers. *Economy-wide modelling of the economic implications of a FTA with Mexico and a Nafta with Mexico and Canada*, 1992 (U.S. International Trade Commission Publication, n. 2508).

SAPIR, A. Regional integration in Europe. *The Economic Journal*, v. 102, p. 1.491-1.506, 1992.

TEIXEIRA, E. Impact of the Uruguay round agreement and Mercosur on the Brazilian economy. *Revista Brasileira de Economia*, v. 52, p. 441-462, 1998.

TEIXEIRA, E.; VALVERDE, S. Impacts of Mercosur, Nafta and WTO round agreements on the economies of Argentina, Brazil and Chile. *In*: ANNUAL CONFERENCE ON GLOBAL ECONOMIC ANALYSIS, 3., 2000, Melbourne, Australia. *Proceedings* ... Clayton, Australia: The Centre of Policy Studies, Monash University, 2000.

TRUMAN, E. The effects of European Economic Integration on the production and trade of manufactured products. *In*: BALASSA, B. (Ed.). *European Economic Integration*. Amsterdam: North Holland, 1975. p. 3-40.

VALLS PEREIRA, L. *Estudo sobre linhas estruturais da posição brasileira nos principais setores produtivos de interesse do Brasil, no âmbito do exercício de conformação da ALCA e no âmbito das negociações do Mercosul com a União Européia*. Ibre, 2000. v. I, mimeografado.

VINER, J. *The custom union issue.* London: Carnegie Endowment for International Peace, 1950.

WATANAKI, M.; MONTEAGUDO, J. *Regional trade agreements for Mercosur:* the FTAA and the FTA with the European Union. Artigo apresentado no Seminário Impacts of Trade Liberalization Agreements on Latin America and the Caribbean, Washington: CEPII e BID (Orgs.). 2001.

WINTERS, L. A. *Assessing regional integration arrangements*. Paper prepared for the Third Annual World Bank Conference On Development In Latin America And The Caribbean Trade: Towards Open Regionalism, Montevideo, Uruguay, 1997.

YEATS, A. *Does Mercosur's trade performance raise concerns about the effects of Regional Trade Arrangements*. Washington, DC: World Bank, 1997 (Policy Research Work Paper, n. 1.729).

APÊNDICE A

A.1 Liberalização preferencial (PRF)

TABELA A.1
Mudanças da participação no consumo aparente
(Em %)

Setores	Arg			Bra			Uru			Merc		
	Mi	Mw	P-X	Mi	Mw	P-X	Mi	Mw	P-X	Mi	Mw	P-X
Grãos	0,00	0,03	–0,03	0,85	0,28	–1,12	0,68	0,38	–1,06	0,65	0,22	–0,87
Out. agric.	0,30	–0,27	–0,03	0,23	–0,11	–0,12	3,46	–0,81	–2,66	0,27	–0,15	–0,12
Pecuária	0,00	0,01	–0,01	0,07	–0,06	–0,01	0,92	0,08	–1,00	0,08	–0,03	–0,05
Rec. naturais	0,47	–0,55	0,08	0,55	–1,49	0,94	4,33	–2,38	–1,95	0,58	–1,23	0,65
Alimentos proc.	0,19	–0,10	–0,09	0,44	0,24	–0,68	1,69	0,41	–2,10	0,39	0,12	–0,51
Vestuário	0,51	0,32	–0,83	0,40	1,20	–1,60	4,75	–0,71	–4,04	0,48	0,89	–1,37
Equip. transporte	3,44	–0,72	–2,72	2,63	4,07	–6,69	19,01	–14,97	–4,04	3,09	2,29	–5,38
Máquinas	2,34	–0,68	–1,66	0,53	2,49	–3,03	7,54	–3,71	–3,83	0,98	1,83	–2,81
Out. manufaturas	1,07	–0,78	–0,29	0,22	0,12	–0,34	6,32	–3,11	–3,21	0,51	–0,15	–0,36
Serviços	0,10	0,39	–0,49	0,00	0,16	–0,17	0,02	0,76	–0,77	0,02	0,22	–0,24
Total	0,65	–0,10	–0,55	0,25	0,39	–0,64	2,23	–0,42	–1,81	0,38	0,26	–0,64

Fonte: Simulação PRF do GTAP.

TABELA A.2
Decomposição da eficiência alocativa por região
(Em US$ milhões de 1995)

Setores	Arg	Bra	Uru	Nafta	UE	Andino	Asean	RMundo	Total
Grãos	21	57	1	–4	–4	1	–6	0	66
Out. agric.	–2	267	1	15	18	0	–6	17	309
Pecuária	0	3	2	1	12	0	0	1	20
Rec. naturais	–4	–6	2	–7	–27	–1	–8	–27	–78
Alimentos proc.	6	452	20	10	37	0	22	23	569
Vestuário	26	381	–16	8	9	1	1	15	425
Equip. transporte	30	906	–1	7	27	3	3	27	1.002
Máquinas	15	1.180	2	10	14	6	5	23	1.255
Out. manufaturas	–46	509	7	13	4	5	–24	–5	462
Serviços	39	45	–7	64	38	2	26	39	246
Total	85	3.793	13	116	129	17	13	112	4.277

Fonte: Simulação PRF do GTAP.

TABELA A.3
Efeito sobre o bem-estar
(Em US$ milhões de 1995)

Regiões	Efeito alocativo	Termos de troca	Poupança investimento	Efeito total	% no GDP
Arg	85	400	2	487	0,187
Bra	3.793	–2.093	–498	1.202	0,171
Uru	13	42	–16	38	0,220
Nafta	116	421	174	710	0,009
UE	129	604	88	821	0,010
Andino	17	30	4	50	0,022
Asean	13	343	133	489	0,009
RMundo	112	298	124	534	0,010
Total	4.277	45	11	4.333	0,015

Fonte: Simulação PRF do GTAP.

APÊNDICE B

B.1 Liberalização MFN

TABELA B.1
Mudanças da participação no consumo aparente
(Em %)

Setores	Arg			Bra			Uru			Merc		
	Mi	Mw	P-X	Mi	Mw	P-X	Mi	Mw	P-X	Mi	Mw	P-X
Grãos	0,00	0,02	–0,02	0,63	0,33	–0,96	0,47	0,34	–0,81	0,48	0,26	–0,74
Out. agric.	0,05	–0,15	0,11	0,00	0,00	0,01	1,04	0,14	–1,18	0,02	–0,04	0,02
Pecuária	0,00	0,00	0,00	–0,02	–0,03	0,05	0,50	0,14	–0,64	0,01	–0,01	0,00
Rec. naturais	0,05	–0,50	0,44	–0,12	–1,16	1,28	0,71	0,16	–0,87	–0,06	–0,95	1,01
Alimentos proc.	0,05	–0,06	0,01	0,20	0,33	–0,54	0,78	0,55	–1,33	0,16	0,20	–0,37
Vestuário	0,30	0,35	–0,65	0,27	1,23	–1,51	1,91	0,17	–2,08	0,30	0,93	–1,23
Equip. transporte	1,71	–0,13	–1,59	1,15	4,67	–5,82	9,80	–7,27	–2,53	1,45	2,95	–4,40
Máquinas	0,89	–0,12	–0,77	0,12	2,61	–2,73	3,06	–0,26	–2,80	0,32	2,06	–2,37
Out. manufaturas	0,18	–0,46	0,28	0,02	0,19	–0,21	0,97	–0,31	–0,66	0,07	0,01	–0,09
Serviços	0,10	0,34	–0,44	0,01	0,15	–0,16	0,02	0,61	–0,63	0,02	0,20	–0,22
Total	0,24	0,01	–0,25	0,08	0,45	–0,53	0,73	0,24	–0,98	0,13	0,34	–0,47

Fonte: Simulação MFN do GTAP.

TABELA B.2
Decomposição da eficiência alocativa por região
(Em US$ milhões de 1995)

Setores	Arg	Bra	Uru	Nafta	UE	Andino	Asean	RMundo	Total
Grãos	19	43	1	–2	6	0	–3	–3	61
Out. agric.	–1	122	1	17	22	0	–6	14	168
Pecuária	0	–2	1	2	16	0	0	2	19
Rec. naturais	–5	–17	2	–6	–27	0	–8	–21	–82
Alimentos proc.	3	389	15	13	90	1	22	31	563
Vestuário	27	370	–13	9	11	1	1	16	421
Equip. transporte	52	925	3	9	31	3	7	31	1.063
Máquinas	20	1.097	3	12	17	7	7	25	1.188
Out. manufaturas	–36	352	5	18	12	6	–22	9	344
Serviços	36	39	–5	60	38	2	24	37	231
Total	115	3.317	12	130	214	21	23	142	3.975

Fonte: Simulação MFN do GTAP.

TABELA B.3
Efeito sobre o bem-estar
(Em US$ milhões de 1995)

Regiões	Efeito alocativo	Termos de troca	Poupança investimento	Efeito total	% no GDP
Arg	115	156	1	272	0,104
Bra	3.317	–2.169	–519	629	0,089
Uru	12	–10	–22	–19	–0,110
Nafta	130	469	205	804	0,010
UE	214	747	84	1.046	0,013
Andino	21	51	4	76	0,033
Asean	23	392	129	544	0,010
RMundo	142	412	130	684	0,013
Total	3.975	49	12	4.036	0,014

Fonte: Simulação MFN do GTAP.

APÊNDICE C

TABELA C.1
Elasticidades de substituição

Setores	ESUBD[a]	ESUBM[b]	ESUBVA[c]
Grãos	2.200	4.400	0.238
Out. agric.	2.200	4.400	0.238
Pecuária	2.783	5.391	0.238
Rec. naturais	2.466	5.302	0.357
Alimentos proc.	2.383	4.693	1.120
Vestuário	3.149	6.587	1.260
Equip. transporte	5.200	10.400	1.260
Máquinas	2.800	5.600	1.260
Out. manufaturas	2.408	4.890	1.260
Serviços	1.945	3.815	1.395

Fontes: Base de dados 4 do GTAP e McDougall, Elbehri e Truong (1999).

[a] Valores da elasticidade de substituição entre bens domésticos e da estrutura de Armington.

[b] Valores da elasticidade de substituição entre importações de diferentes fontes.

[c] Valores da elasticidade de substituição entre fatores de produção primários.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação
Iranilde Rego

Supervisora
Andrea Bossle de Abreu

Revisão
Lucia Duarte Moreira
Alejandro Sainz de Vicuña
Eliezer Moreira
Elisabete de Carvalho Soares
Míriam Nunes da Fonseca

Editoração
Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Camila Guimarães Simas
Camila Oliveira de Souza (estagiária)
Carlos Henrique Santos Vianna

Brasília
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
9º andar – 70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5090
Fax: (61) 3315-5314
Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Rio de Janeiro
Av. Nilo Peçanha, 50, 6º andar — Grupo 609
20044-900 – Rio de Janeiro – RJ
Fones: (21) 3515-8433 – 3515-8426
Fax (21) 3515-8402
Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.

2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.

3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.

4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.

5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.

6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.

7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve enviar duas cópias impressas do artigo, acompanhadas da sua versão eletrônica no formato do processador de textos Word 7.0 (ou superior), em um disquete, para:

   Angélica Ferreira de Barros

   Secretária-Executiva de PPE

   Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

   Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 15º andar

   Rio de Janeiro, RJ, 20020-010, Brasil.

8. Instruções quanto à formatação do texto podem ser encontradas no endereço: http://www.ipea.gov.br/ppe.

9. Os artigos recebidos 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.

10. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO (PPE)
Publicação quadrimestral de análises teóricas e empíricas sobre problemas econômicos elaboradas por pesquisadores do Ipea e de outras instituições.

Ipea - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

ISSN 0100-0551

9 770100 055040

Apoio editorial

CNPq