

DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DOS EFEITOS DE AGLOMERAÇÃO SOBRE OS RETORNOS À EDUCAÇÃO NO BRASIL ENTRE 1995 E 2008

Diana Lúcia Gonzaga da Silva¹

Gervásio Ferreira dos Santos²

Ricardo da Silva Freguglia³

O objetivo deste artigo é analisar a distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os diferenciais salariais, a partir dos retornos à educação no Brasil. Para encontrar o efeito de aglomeração sobre os retornos à educação nas 24 regiões metropolitanas do Brasil, uma equação de salários foi estimada com o controle de efeitos fixos individuais e das regiões metropolitanas, com base em um painel de microdados (Rais-Migra) de trabalhadores formais. Os resultados mostram que existem ganhos de aglomeração sobre o retorno à educação no Brasil. Esses ganhos foram mais favoráveis às regiões Norte e Nordeste. As áreas metropolitanas do Centro-Sul tendem a gerar ganhos de acordo com as habilidades individuais dos trabalhadores ou de fatores não observados na equação salarial.

Palavras-chave: economias de aglomeração; prêmio salarial urbano; educação; desigualdade salarial; região metropolitana.

SPATIAL DISTRIBUTION OF AGGLOMERATION EFFECTS ON THE RETURNS TO EDUCATION IN BRAZIL BETWEEN 1995 AND 2008

The objective of this paper is to analyze the spatial distribution of the agglomeration effects on wage differentials, from the returns to education in Brazil. To find the agglomeration effects on the returns to education in 24 metropolitan areas in Brazil, a wage equation was estimated with the control of individual fixed effects and metropolitan areas effects, using a panel of micro data (Rais-Migra) of formal workers. The results show that there is agglomeration gain of the return to education in Brazil. These gains are more favorable in the North and Northeast regions of Brazil. The metropolitan areas of the Center-South tend to generate higher earnings from individual skills of workers or from unobservable factors in the wage equation.

Keywords: agglomeration economies; urban wage premium; education; wage inequality; metropolitan areas.

JEL: J24, J31, R23, C23.

1 INTRODUÇÃO

A desigualdade salarial é um tema recorrente em diversas pesquisas na literatura econômica. O trabalho pioneiro de Mincer (1974) formalizou um modelo para a

1. Doutoranda em economia pela Universidade de São Paulo (IPE-USP). Economista e mestre em economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA). *E-mail:* <diana.gonzaga@gmail.com>.

2. Doutor em economia pela FEA-USP e professor adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal da Bahia. *E-mail:* <gervasios@ufba.br>.

3. Doutor em economia pela FEA-USP e professor adjunto da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora. Bolsista de produtividade do CNPq e pesquisador da Fapemig. *E-mail:* <ricardo.freguglia@ufjf.edu.br>.

determinação salarial. A equação de salários *minceriana* passou a ser adotada nos estudos de economia do trabalho para encontrar os diferenciais salariais e o retorno privado à educação. Buscava-se controlar o efeito das características observáveis dos trabalhadores sobre os salários e, em seguida, das características não observáveis. Entretanto, permanecia um diferencial salarial favorável aos trabalhadores dos grandes centros urbanos. Isso motivou o surgimento de estudos que integram a economia urbana e a economia do trabalho para explicar o diferencial de salários no espaço. Nesse cenário, surgem os estudos envolvendo aglomeração urbana, capital humano e prêmio salarial, a partir da inclusão da localização urbana como determinante salarial.

Na literatura internacional, os trabalhos seminais de Glaeser e Maré (1994; 2001) identificaram um prêmio salarial em áreas urbanas densas. Esse prêmio manteve-se mesmo após considerar a heterogeneidade individual observada e não observada. Rauch (1993) encontrou evidências de aumento de produtividade e salários decorrente das externalidades de capital humano nas áreas urbanas densas, indicando que a educação gera externalidades positivas que reforçam os ganhos de aglomeração.

Embora existam poucos estudos nessa linha de pesquisa no Brasil, já há evidências empíricas de ganhos de aglomeração urbana sobre os salários. Rocha *et al.* (2011) identificaram que, após controle por características observáveis e não observáveis, os trabalhadores das regiões metropolitanas do Brasil apresentaram um diferencial de 0,12 salário-mínimo. Do mesmo modo, Campos e Silveira Neto (2009) encontraram evidências de que os trabalhadores das regiões metropolitanas apresentaram um ganho salarial de até 16%. Por outro lado, também já existem evidências no Brasil de que a educação pode ter impactos diferenciados sobre os salários com base nas economias de aglomeração urbana. O estudo de Falcão e Silveira Neto (2007) revelou um ganho de 1,7% sobre os salários devido ao aumento da proporção de trabalhadores com ensino superior, o que sugeriu a existência de externalidades positivas da concentração espacial de capital humano.

Os dados recentes da Relação Anual das Informações Sociais e de Migração Rais-Migra do Ministério do Trabalho e Previdência Social (MTPS) mostram um crescimento dos salários no Brasil, de forma mais acentuada na região Nordeste, entre 1995 e 2008. A diferenciação salarial entre as regiões metropolitanas é menor. No entanto, ainda persiste um diferencial regional de salários no Brasil, em favor das regiões mais dinâmicas do Centro-Sul.⁴ Os salários das regiões metropolitanas são maiores do que os valores médios em suas respectivas unidades da federação. Isso sugere a existência de ganhos salariais nessas áreas. Os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (Pnad/IBGE) mostram o aumento na escolaridade média do Brasil, que avançou de 6,1

4. O Centro-Sul do Brasil corresponde às regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

para 7,2 anos médios de estudo, entre 2001 e 2009, e de 5 para 6,7 anos médios, entre 1995 e 2008. Embora o aumento recente tenha sido mais pronunciado na região Nordeste, que evoluiu de 4,7 para 6 anos médios de escolaridade, entre 2001 e 2009, essa região ainda possui a menor média de escolaridade. Os níveis médios de escolaridade são sempre superiores nas regiões metropolitanas. No entanto, ainda persistem as desigualdades educacionais entre as regiões do Brasil.

A presença de externalidades locais específicas pode garantir retornos diferenciados para cada ano adicional de escolaridade. Considerando a possível existência de economias de aglomeração urbana nas regiões metropolitanas do Brasil, o problema de pesquisa que emerge é: as economias de aglomeração determinam algum padrão de distribuição espacial do prêmio salarial urbano e dos retornos à educação no mercado de trabalho formal do Brasil? Sendo assim, o objetivo deste artigo é analisar empiricamente a distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os diferenciais salariais, a partir dos retornos à educação dos trabalhadores formais do Brasil. Para encontrar tais efeitos de aglomeração sobre os retornos à educação nas 24 regiões metropolitanas do Brasil, uma equação de salários é estimada com o controle de efeitos fixos individuais e das regiões metropolitanas, com base em um painel de microdados da Rais-Migra do Ministério Trabalho e Previdência Social (MTPS), que inclui apenas os trabalhadores formais. A hipótese apresentada é a de que a distribuição dos ganhos de aglomeração sobre os retornos à educação dos trabalhadores formais pode estabelecer um padrão regionalmente desigual, que favorece as áreas urbanas mais dinâmicas do Brasil. Os ganhos de aglomeração podem acentuar o retorno à educação nos locais com elevado capital humano, em virtude das externalidades positivas da educação. Portanto, esse estudo contribui para a literatura de diferenciais salariais ao verificar se os efeitos de aglomeração sobre os retornos à educação podem contribuir para reforçar ou reduzir as desigualdades salariais no mercado de trabalho formal entre as regiões do Brasil.

Além desta introdução, o artigo é composto de mais cinco seções. A seção 2, Educação e distribuição espacial dos salários no Brasil, fará uma avaliação da dinâmica recente do mercado de trabalho no Brasil, com base na evolução dos salários dos trabalhadores formais e da escolaridade média nas unidades da federação e regiões metropolitanas. A seção 3, Economias de aglomeração, educação e prêmio salarial urbano, trata do referencial teórico adotado nesta pesquisa, com base na economia regional e urbana e na economia do trabalho, sobre as economias de aglomeração, o prêmio salarial urbano e a educação. A seção 4, Base de dados, definição de variáveis e estratégia empírica, descreve a metodologia do trabalho. A seção 5, Resultados, apresentará as estatísticas descritivas da amostra, a especificação da função de regressão utilizada nas estimações econométricas e os respectivos resultados dessas estimações. Em seguida, na seção 6, serão apresentadas as considerações finais deste artigo.

2 EDUCAÇÃO E DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DOS SALÁRIOS NO BRASIL

Existe uma diferenciação individual e espacial dos salários no Brasil (Savedoff, 1990; Langoni, 2005). Diversos estudos identificaram uma redução nas desigualdades de renda do país, a partir do ano 2000 (Ipea, 2006; Menezes-Filho *et al.*, 2007). Entre os principais determinantes para essa redução, a educação e o crescimento real dos salários foram identificados (Ipea, 2006; Menezes-Filho *et al.*, 2007). Embora este cenário recente favoreça a redução das desigualdades regionais, os diferenciais salariais no Brasil ainda persistem.

Diversos fatores são elencados como possíveis explicações para as diferenciações espaciais de salários no Brasil, entre eles os de custos de vida e de produtividade, as dotações de amenidades locais e os custos de mobilidade. As diferenças na composição da força de trabalho e nas estruturas produtivas também definem a desigualdade salarial. A educação e as características individuais não observadas dos trabalhadores explicam grande parte do diferencial salarial inter-regional do Brasil (Barros *et al.*, 2000; Freguglia e Menezes-Filho, 2012). Além disso, as dimensões de segmentação intrarregional no mercado de trabalho, tais como formal e informal, setorial e por tamanho de empresas, entre outras, também podem explicar a manutenção das divergências salariais (Servo e Azzoni, 2002; Silveira Neto e Azzoni, 2004; Rocha *et al.*, 2011).

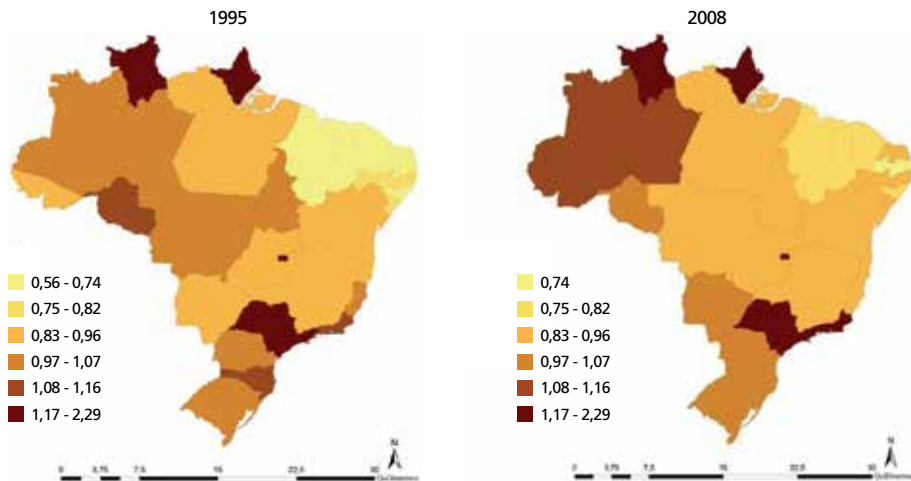
A análise dos dados da Rais-Migra do MTPS fornece uma caracterização do perfil dos trabalhadores no mercado de trabalho formal do Brasil. A figura 1 mostra a razão de rendimentos do trabalho formal, entre as UFs e o Brasil, no período de 1995 a 2008.

No mercado de trabalho formal, os salários relativos foram maiores nas regiões Norte, Sul e Sudeste. Os menores salários relativos estavam na região Nordeste. A menor proporção salarial nas UFs foi de 74%, em 2008, e de 56% em 1995. O crescimento do salário do trabalho formal no Brasil, nos anos recentes, não foi capaz de reverter a persistente desigualdade regional salarial.

O gráfico 1 mostra a razão entre o salário real das regiões metropolitanas (RMs) e o salário real das respectivas unidades federativas (UFs). A divergência em relação às UFs foi, em média, maior nas regiões Norte e Nordeste. No segmento formal, o diferencial de salários das RMs em relação às respectivas UFs é muito próximo entre as macrorregiões do Brasil, mas ainda persistem as desigualdades. Em 2008, enquanto os salários reais nas RMs de Salvador e Maceió foram 30% acima das médias estaduais da Bahia e de Alagoas, o maior ganho salarial relativo, da RM de Florianópolis, foi cerca de 40% acima da média da de Santa Catarina.

FIGURA 1

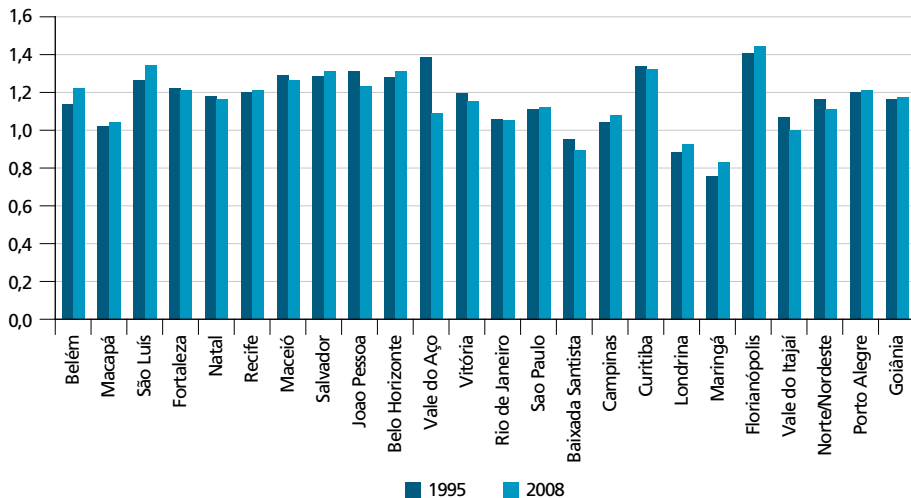
Razão entre o rendimento do trabalho formal das Unidades da Federação e o rendimento do Brasil: 1995 e 2008



Elaboração própria, com base na Rais/Migra (Brasil, 2011).

GRÁFICO 1

Razão entre o rendimento médio real do trabalho formal das RMs e o rendimento das UFs do Brasil: 1995 e 2008 (R\$ de 2008)



Elaboração própria, com base na Rais/Migra (Brasil, 2011).

Obs.: Valores nominais corrigidos pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)/IBGE.

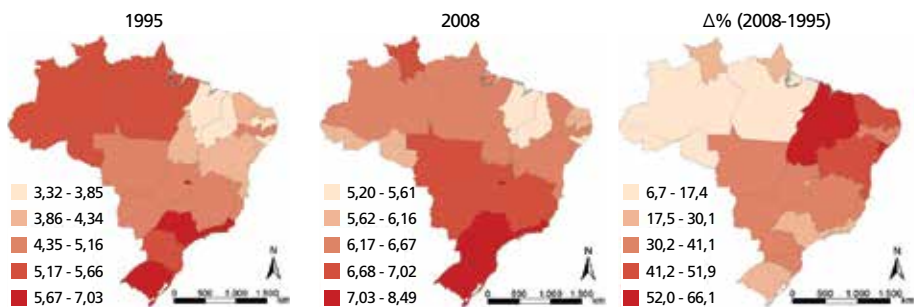
A análise do mercado de trabalho formal apontou uma tendência salarial mais favorável à região Nordeste, o que pode contribuir para a redução das disparidades regionais no mercado de trabalho formal, no longo prazo. Os dados sugerem a existência de ganhos de aglomeração urbana no mercado de trabalho formal das regiões metropolitanas do Brasil. As diferenças salariais são menores entre áreas metropolitanas. No segmento formal, a distância entre os salários das RMs e a média de suas respectivas UFs parece menor. No entanto, ainda permanece um diferencial salarial entre as grandes regiões.

2.1 Diferencial de Escolaridade no Brasil

O Brasil é caracterizado por uma baixa escolaridade média e por uma alta heterogeneidade educacional entre as regiões. Barros *et al.* (2000) mostraram que a educação é responsável por aproximadamente 40% dos diferenciais salariais no Brasil. Esse diferencial salarial por nível educacional vem declinando desde 1995, e de forma mais acelerada a partir de 2001, segundo o relatório do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea, 2006). A tendência de homogeneização educacional dos trabalhadores brasileiros contribuiu em 10% para a redução da desigualdade salarial, entre 2001 e 2004 (Ipea, 2006).

Apesar da elevação da escolaridade, a análise dos anos médios de estudo nas UFs mostra que ainda existe uma considerável heterogeneidade educacional no Brasil. A figura 2 mostra a evolução nos anos médios de estudo entre as UFs do Brasil.

FIGURA 2
Escolaridade média nas unidades da federação do Brasil e taxa de crescimento da escolaridade: 1995 e 2008



O país elevou a média de anos de escolaridade em 1,1 anos, entre 2001 e 2009, alcançando 7,2 anos médios. Entre 1995 e 2008, os dados da Pnad indicaram um aumento de 1,7 unidades nesta média, avançando de 5 para 6,7 anos médios. Em 2008, as médias de escolaridade mais baixas foram verificadas nos estados de Alagoas (5,2) e do Piauí (5,5), e as maiores médias no Distrito Federal (8,5),

em São Paulo (8) e no Rio de Janeiro (8). A figura 2 apresenta, ainda, a variação na escolaridade média das UFs do Brasil entre 1995 e 2008. A região Nordeste apresentou a maior elevação percentual na escolaridade média nesse período. Todos os estados da região Nordeste apresentaram crescimento da escolaridade acima da média nacional (34%). Considerando que a região Nordeste apresenta a menor escolaridade média do país, o efeito marginal de um crescimento superior à média nacional deve ser maior nessa região.

A escolaridade média nas RMs é mais homogênea e menos desigual do que entre as UFs do Brasil. Os dados da Pnad/IBGE mostram que existe um padrão espacial convergente em nove grandes RMs do Brasil (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre), entre 2001 e 2009, em torno de oito anos de estudo, o que representa o ensino fundamental completo. Isso levaria a concluir que a escolaridade média nas áreas metropolitanas está acima da estadual e da nacional. Os dados são compatíveis com a hipótese da concentração de capital humano relativamente mais elevado nas áreas urbanas densas. Por sua vez, considerando a amostra da Rais-Migra (MTPS) utilizada neste artigo, no período de 1995-2008, a maior proporção de trabalhadores formais possuía ensino médio completo, sugerindo que no segmento formal a escolaridade média seria mais elevada.

TABELA 1
Grau de instrução das regiões metropolitanas do Brasil: 1995-2008
(Em %)

Região metropolitana	Analfabetos	Fundamental incompleto	Fundamental completo	Médio incompleto	Médio completo	Superior incompleto	Superior completo
Norte – RMs	0,7	11,0	17,0	4,3	43,1	2,2	22,3
Belém	0,7	12,7	15,9	7,4	37,7	3,6	22,1
Macapá	-	9,2	18,1	1,1	48,4	0,8	22,5
Nordeste – RMs	2,5	15,7	10,7	4,7	34,8	3,0	28,7
Fortaleza	0,8	16,3	15,9	4,5	33,7	3,9	24,9
João Pessoa	4,6	11,5	3,7	2,0	10,7	1,4	66,0
Maceió	2,7	20,2	11,1	5,1	30,1	5,0	25,9
Natal	0,7	17,5	13,6	6,6	41,6	2,1	17,9
Recife	2,4	24,1	10,8	5,8	30,0	4,0	23,0
Salvador	0,7	13,7	8,6	6,9	40,3	2,7	27,1
São Luís	5,8	6,3	11,4	1,7	57,0	2,1	15,8
Centro-Oeste – RMs	1,1	25,9	8,8	25,2	11,9	3,0	24,1
Goiânia	1,1	25,9	8,8	25,2	11,9	3,0	24,1

(Continua)

(Continuação)

Região metropolitana	Analfabetos	Fundamental incompleto	Fundamental completo	Médio incompleto	Médio completo	Superior incompleto	Superior completo
Sudeste – RMs	0,6	20,1	13,1	5,6	30,4	4,2	26,0
Baixada Santista	1,6	26,4	12,9	6,8	26,0	3,4	22,8
Belo Horizonte	0,3	18,3	8,8	3,6	30,8	2,9	35,3
Campinas	0,5	24,3	13,4	5,8	25,5	4,5	26,1
Rio de Janeiro	0,5	19,5	15,3	5,5	27,4	4,3	27,4
São Paulo	0,5	17,9	14,1	5,4	28,0	5,5	28,6
Vale do Aço	0,4	22,3	17,0	8,0	36,6	2,1	13,7
Vitória	0,5	12,0	10,2	4,1	38,6	6,4	28,2
Sul – RMs	0,5	21,2	12,9	6,3	26,6	5,5	27,0
Curitiba	0,3	17,2	10,1	5,3	28,5	5,1	33,6
Florianópolis	0,5	11,1	10,5	4,4	30,9	3,7	38,8
Londrina	1,0	24,6	10,3	6,5	25,1	6,0	26,5
Maringá	1,0	23,8	11,0	6,9	22,2	6,3	28,9
N/NE Catarinense	0,5	20,3	21,7	8,8	32,4	2,9	13,3
Porto Alegre	0,2	17,8	9,4	5,3	27,1	8,5	31,7
Vale do Itajaí	0,1	33,6	17,3	7,1	20,3	5,8	15,9
Total RMs	0,7	18,1	12,4	5,8	29,1	4,7	29,1
Brasil	1,0	22,7	12,4	5,7	29,4	4,2	24,6

Elaboração própria, com base na amostra da Rais-Migra (1995-2008) (Brasil, 2011).

Os dados da Pnad mostram uma redução nos diferenciais de escolaridade entre as UF's do Brasil. O aumento mais pronunciado na região Nordeste contribuiu para essa redução. A escolaridade nas RMs está acima da média nacional e o diferencial entre elas é menor. Ainda permanece a concentração dos níveis mais altos de escolaridade nas regiões do Centro-Sul do país. De acordo com a Rais-Migra (MTPS), no segmento formal, predominaram os trabalhadores com ensino médio completo. No entanto, as regiões do Centro-Sul ainda concentram a maior parcela de trabalhadores com ensino superior completo ou incompleto. O que resta saber é se os trabalhadores dessas regiões teriam outros atributos observáveis e não observáveis que os levariam a ter os maiores ganhos salariais. Esta análise será feita neste trabalho.

2.2 Salário e densidade populacional nas regiões metropolitanas do Brasil

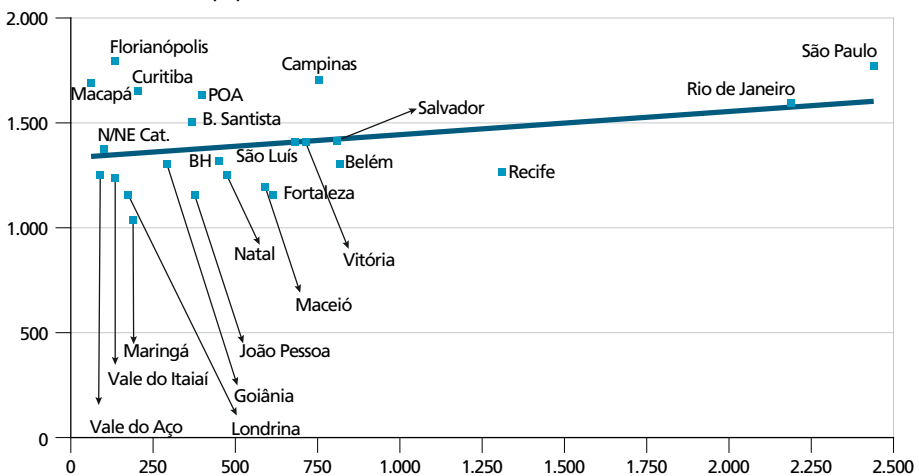
A dimensão populacional concentrada nas regiões metropolitanas do Brasil pode sugerir a existência de fatores específicos que atraem os indivíduos para esses locais. O censo demográfico 2010, elaborado pelo IBGE, mostrou que cerca de 40% da população do país vive em áreas metropolitanas. Isso mostra que existe uma forte concentração populacional em torno das áreas metropolitanas do país. Portanto,

a existência de economias de aglomeração que justifiquem tal escolha locacional precisa ser considerada nos estudos sobre os salários e sobre a dinâmica do mercado de trabalho no Brasil.

A figura 3 apresenta a relação entre os salários reais do trabalho formal (em R\$ de 2008) e a densidade populacional nas áreas metropolitanas do Brasil, no ano de 2010. É possível perceber uma relação positiva e crescente entre a densidade urbana e os salários reais nas RMs do Brasil. As áreas de maior densidade populacional no Brasil, São Paulo e Rio de Janeiro, apresentam as maiores relações de salário-densidade. Entre as RMs das regiões Sul e Sudeste, encontram-se no extremo inferior e abaixo da reta de tendência linear as RMs de Vale do Aço, Vale do Itajaí, Maringá e Londrina. O ajuste linear revela um padrão espacial em que as RMs da região Nordeste estão abaixo da reta, com salários reais relativamente menores, enquanto as RMs das regiões do Centro-Sul estão acima da reta, com salários reais mais elevados. Entretanto, a relação positiva salário-densidade foi mais forte nas RMs das regiões Norte e Nordeste do que nas áreas da região Sul.

FIGURA 3

Salário do trabalho formal nas regiões metropolitanas e densidade demográfica de 2010 (R\$ de 2008) e (pop/km²)



Elaboração própria, com base na Rais-Migra 2008 e no censo 2010 do IBGE (Brasil, 2011).

Os dados recentes sobre salários e educação permitem concluir que há uma redução nas desigualdades entre as UFs do Brasil. No entanto, persiste uma distribuição espacial desigual dos salários e da educação. A análise sugere a existência de ganhos de aglomeração urbana sobre os salários das áreas metropolitanas do Brasil. Os ganhos são mais intensos para os trabalhadores da região Nordeste, um indício preliminar de que, relativamente, faz mais diferença para os trabalhadores

dessa região a localização em uma área metropolitana. Os trabalhadores das áreas metropolitanas do país possuem escolaridade acima da média das UFs. Logo, os maiores ganhos nestas áreas podem apenas manifestar os maiores retornos aos atributos de seus trabalhadores. Considerando a possível existência de economias de aglomeração urbana no Brasil, o problema de pesquisa que se coloca é: as economias de aglomeração determinam algum padrão de distribuição espacial do prêmio salarial urbano e dos retornos à educação, no mercado de trabalho formal do Brasil? A resposta a essa pergunta permite avaliar a distribuição espacial dos retornos à educação no Brasil e se o padrão age sobre as decisões de localização dos trabalhadores qualificados.

3 ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO, EDUCAÇÃO E PRÊMIO SALARIAL URBANO

Esta seção faz uma revisão da literatura internacional e nacional sobre as abordagens recentes do prêmio salarial urbano e capital humano, integrando a economia urbana e a economia do trabalho.

3.1 Determinação salarial e retorno à educação no mercado de trabalho

Na literatura do capital humano, um trabalho seminal e pioneiro na medição dos ganhos individuais no mercado de trabalho foi o de Mincer (1974). O autor apresentou uma equação de determinação salarial que ficou conhecida como equação minceriana. A equação minceriana define a escolaridade e a experiência como componentes do investimento individual em capital humano que explicam os salários. O retorno à educação é o ganho salarial obtido pelo trabalhador a cada ano adicional de escolaridade. Fundamentados na equação minceriana, estudos em economia do trabalho (*labor*) encontraram significativos retornos à educação no mercado de trabalho e diferenciais entre os países. Como resultado, a educação tem ocupado posição de destaque nos estudos sobre a determinação salarial.

Becker (1964) estende a análise de Mincer (1958) ao relacionar diretamente a distribuição de ganhos às taxas de retornos e os custos dos investimentos em capital humano. A Teoria do Capital Humano de Becker (1964) foi pioneira na discussão sobre os investimentos em educação e seus efeitos para o mercado de trabalho e em outras esferas. Os gastos em educação e treinamento seriam importantes investimentos pessoais que produzem capital humano. O investimento em capital humano deve gerar maior rendimento médio para os indivíduos. Becker (1964) assume que a contribuição da educação para os rendimentos individuais pode ser calculada se a taxa de retorno e o investimento são conhecidos, dada a seguinte equação:

$$E_i = X_i + \sum_{j=1}^m r_{ij} C_{ij}, \quad (1)$$

em que E_i são os ganhos brutos após o período de investimento, C_{ij} é o montante de investimento j realizado pelo indivíduo i , r_{ij} é a taxa de retorno para o investimento e X_i é o efeito do capital original ou os ganhos quando não há investimento em capital humano. Variações de X podem explicar diferenças entre categorias de habilidades. As categorias de alta habilidade possuem maior investimento médio em capital humano do que as categorias de baixa habilidade. A formulação estatística simplificada e aplicada aos retornos à educação foi apresentada como:

$$\log E_i = \alpha + \sum_{j=1}^{q_i} \bar{r} S_j + \nu_i, \quad (2)$$

sendo E_i os ganhos brutos, $\alpha = \log \bar{X}$, \bar{r} é a taxa de retorno médio sobre cada S anos de escolaridade formal e ν_i inclui o efeito de outros tipos de capital humano. Se S e ν_i são não correlacionados, uma regressão OLS dessa equação daria estimativa não enviesada da contribuição de educação sobre os rendimentos.

A literatura empírica em economia do trabalho identifica o capital humano individual com base em dois componentes mensuráveis: a escolaridade e a experiência. Os desenvolvimentos na Teoria do Capital Humano permitiram disseminar evidências da influência da educação (ou habilidade observada) na determinação dos salários. O estudo de Halfdanarson *et al.* (2008) apontou que as estimativas do retorno privado a cada ano adicional de educação variam entre 8 e 12%. Estudos mais recentes têm considerado as externalidades de capital humano. Uma questão ainda ambígua é a identificação de medidas apropriadas de capital humano para a estimação das externalidades. A média de escolaridade ou a proporção de trabalhadores com grau universitário, por exemplo, têm sido utilizadas como medidas de capital humano (Halfdanarson *et al.*, 2008).

Versões ampliadas da equação minceriana passaram a incluir características adicionais do trabalhador ou do mercado de trabalho que poderiam influenciar os salários. Características observáveis dos trabalhadores como educação, raça e gênero puderam ser avaliadas. Estudos mais recentes em economia do trabalho e urbana consideram a presença de fatores específicos dos trabalhadores, não observáveis (habilidades não observadas), que podem explicar a diferenciação salarial. A inclusão das habilidades não observadas contribui para o controle do possível viés de autosseleção associado à atração de trabalhadores mais habilidosos para os grandes centros urbanos. Esse controle permite mitigar grande parte da vantagem salarial aparente associada à migração para tais áreas. No entanto, após o controle, permanecia um diferencial de retornos entre trabalhadores em diferentes localizações.

A manutenção dos diferenciais salariais no espaço é explicada por diversos fatores. Variações espaciais nos custos de vida, na produtividade, nas dotações de amenidades locais e nas estruturas produtivas são alguns fatores. Os diferenciais de

produtividade, no entanto, podem estar associados às características específicas locais. Nesse contexto, surgem as análises em economia urbana que relacionam os ganhos de produtividade e salários às economias de aglomeração urbana, fundamentadas nos fatores locais específicos. Novas abordagens baseadas nas inter-relações entre a economia urbana e a economia do trabalho relacionam o prêmio salarial urbano e as externalidades de capital humano. Essa abordagem emprega versões ampliadas de equações salariais mincerianas, com a inclusão de variáveis de localização urbana e do nível médio de capital humano. A integração das literaturas envolve as relações entre o salário, o capital humano e as economias de aglomeração (Halfdanarson *et al.*, 2008).

3.2 Prêmio salarial urbano, educação e habilidades

A partir do desenvolvimento teórico sobre as economias de aglomeração surgiu uma literatura que integra elementos de economia regional e urbana à economia do trabalho. Essa abordagem avalia os efeitos das economias de aglomeração sobre os diferenciais de salários. Os trabalhos pioneiros de Glaeser e Maré (1994 e 2001) encontraram uma relação positiva entre os salários e o tamanho da cidade, conhecida como prêmio salarial urbano. O prêmio salarial está associado, entre outros fatores, ao capital humano acumulado pelos trabalhadores na cidade. A partir desses trabalhos seminais, Yankow (2006), Glaeser e Resseger (2009) e outros pesquisadores desenvolveram estudos que avaliam os efeitos da interação entre habilidades, educação e aglomeração sobre a produtividade e os salários.

Os ganhos de aglomeração no mercado de trabalho podem emergir do aumento da produtividade dos trabalhadores na presença de externalidades positivas. São exemplos dessas externalidades o acesso à maior diversidade de ocupações e mercados de trabalho mais amplos, a maior concentração e acúmulo de capital humano etc. O benefício da proximidade é um suposto subjacente ao prêmio salarial urbano. O prêmio salarial urbano é identificado de acordo com a definição de localização adotada. A maioria dos estudos empíricos usa definições geográficas e administrativas oficiais de cidades ou áreas metropolitanas para delimitar o alcance espacial das economias de aglomeração (Glaeser e Maré, 2001; Halfdanarson *et al.*, 2008; Rocha *et al.*, 2011).

A literatura sobre economias de aglomeração prevê maiores salários e produtividade em áreas densas. De acordo com Halfdanarson *et al.* (2008), os trabalhadores recebem salários maiores nas cidades, já que existe um verdadeiro prêmio salarial à aglomeração urbana, cuja magnitude varia em torno de 5 a 10% na literatura internacional. O prêmio é em parte recebido imediatamente após a entrada na cidade, mas grande parte é recebida ao longo do tempo nela. Os estudos sobre o prêmio salarial urbano remontam à década de 1990. Quando possível, é descontado o viés de seleção, associado à heterogeneidade individual ou espacial não

observada, para encontrar o verdadeiro efeito de localização urbana (Halfdanarson *et al.*, 2008; Abel *et al.*, 2011).

Diversas explicações na literatura econômica foram identificadas para a maior produtividade e salário nas cidades. As interpretações possíveis para o prêmio salarial urbano seriam: *i)* o prêmio representa viés de habilidades omitidas, já que os trabalhadores mais habilidosos viveriam nas cidades e apresentariam maior produtividade; *ii)* o prêmio seria um efeito em nível, com a hipótese de que o aumento da produtividade do trabalhador nas cidades eleva os salários imediatamente, pelas externalidades urbanas; e *iii)* o prêmio representa um crescimento salarial mais rápido nas cidades (efeito crescimento salarial), em que os salários só devem aumentar ao longo do tempo.

Utilizando dados em painel dos Estados Unidos (PSID, 1968-1983 e NLSY, 1983-1993) para trabalhadores do sexo masculino, Glaeser e Maré (1994 e 2001) encontraram evidências de salários 32-33% maiores para trabalhadores em grandes cidades de áreas metropolitanas dos Estados Unidos. O diferencial foi reduzido para 29,03%, quando foi feito o controle para a educação, raça e experiência do trabalhador, e para 26,88%, quando foram consideradas as características do emprego. O prêmio salarial urbano foi maior para os trabalhadores mais experientes e mais educados e caiu para 3-4% quando foi feito o controle das heterogeneidades individuais não observadas. Após a migração para cidades dos Estados Unidos, os trabalhadores experimentaram um crescimento salarial entre 10-12%. As evidências sugerem dois efeitos representando o prêmio urbano: o efeito dos ganhos imediatos em nível salarial e o efeito de crescimento salarial (Glaeser e Maré, 1994, 2001). Yankow (2006) identificou um prêmio salarial urbano de 19% para trabalhadores em grandes áreas urbanas dos Estados Unidos, utilizando microdados em painel (NLSY, 1979-1994). A estimação por efeitos fixos sugeriu que cerca de dois terços do prêmio decorreu da atração de trabalhadores com maiores habilidades não observadas para as cidades. O prêmio restante (6%) consistiu tanto de efeito em nível salarial quanto de crescimento salarial.

As abordagens recentes da economia urbana sugerem a existência de externalidades de capital humano como explicação fundamental para a maior produtividade e os maiores salários nas grandes cidades (Abel *et al.*, 2011; Glaeser e Maré, 1994; Rauch, 1993). Essa literatura aponta que o capital humano acumulado nas cidades amplia a produtividade média dos trabalhadores, por meio de *spillovers* de conhecimento. Os *spillovers* possibilitam a troca de experiências e conhecimentos por intermédio das interações em ambientes densos. Portanto, os salários devem ser altos nas cidades densas com maiores níveis de educação (Abel *et al.*, 2011; Glaeser e Maré, 1994; Rauch, 1993). Os efeitos positivos da densidade sobre a produtividade devem ser ampliados pelo estoque de capital humano das áreas metropolitanas. A interação da

densidade com a habilidade foi definida por Abel *et al.* (2011) como a densidade de capital humano.

As abordagens sobre externalidades localizadas de capital humano e prêmio salarial urbano, citadas neste artigo, revelam, entre outros aspectos, que: *i*) existe um verdadeiro prêmio salarial urbano que difere de acordo com o trabalhador; *ii*) os trabalhadores ganham salários mais altos em áreas intensivas em capital humano; e *iii*) as externalidades de capital humano devem ser uma das fontes para a existência do prêmio salarial urbano, mas não a única. O que a teoria sugere, então, é que existem ganhos salariais mais elevados em áreas intensivas em capital humano, e o prêmio salarial urbano tende a ser maior para os trabalhadores mais qualificados (Halfdanarson *et al.*, 2008).

No estudo de Glaeser e Maré (2001) foi encontrado um retorno à educação de cerca de 7% nas cidades dos Estados Unidos. Ambos os retornos, à educação e à experiência, foram maiores em áreas metropolitanas. O prêmio urbano e o retorno à escolaridade foram superiores para os mais educados. Glaeser e Resseger (2009) incluíram a proporção de trabalhadores com ensino superior e identificaram uma queda de 25% no prêmio urbano. Logo, grande parte do prêmio seria o retorno à escolaridade elevada. Rauch (1993) estimou as externalidades positivas de capital humano local sobre os salários e a produtividade. Os resultados mostraram que cada ano adicional na escolaridade média das áreas metropolitanas dos Estados Unidos levou a um aumento de 2,8% na produtividade dos fatores. O estudo de Abel *et al.* (2011), para as áreas metropolitanas dos Estados Unidos, identificou um efeito positivo da interação entre densidade e capital humano. A duplicação da densidade gerou um aumento de 9,7% na produtividade do trabalho. Essa relação variou de 13,4%, em as áreas de capital humano acima da média, para 4,8%, em áreas de baixo capital humano.

A revisão dos trabalhos empíricos da literatura que integra economia urbana (prêmio salarial urbano) e economia do trabalho (externalidades do capital humano) sugere a existência de ganhos de aglomeração sobre os salários em áreas urbanas densas, mesmo após considerar a diversidade produtiva setorial, o tamanho das firmas, a heterogeneidade individual observada e não observada dos trabalhadores, as características do emprego e as amenidades locais. Esses ganhos são mais evidentes em áreas com grande proporção de trabalhadores com maior escolaridade. Portanto, existem evidências de que a educação atua ampliando os ganhos associados à localização em áreas urbanas densas.

3.2.1 Evidências empíricas na literatura nacional

Os estudos sobre as desigualdades de renda no Brasil remontam à década de 1970. O trabalho de Langoni (2005)⁵ identificou a heterogeneidade educacional como fator estruturante para o comportamento da desigualdade de renda no Brasil. Estudos recentes mostram que, a partir de 2000, a queda na desigualdade de renda do país pode ser explicada, em parte, pela elevação da escolaridade da população e redução dos diferenciais salariais (Ipea, 2006; Menezes-Filho *et al.*, 2007). No período mais recente, surgiu uma nova literatura sobre as economias de aglomeração urbana no Brasil. Essa literatura identifica um prêmio salarial em áreas urbanas densas do país e contribui para a explicação do diferencial salarial persistente.

Os estudos recentes no Brasil reforçam as evidências sobre o papel da educação na determinação salarial, nos diferenciais no mercado de trabalho e na redução das desigualdades de renda. Entre esses estudos, podem ser citados: Servo e Azzoni (2002), Barros *et al.* (2000), Menezes-Filho *et al.* (2007) e Silveira Neto e Azzoni (2004).

Para os municípios urbanos acima de 100 mil habitantes, Falcão e Silveira Neto (2007) encontraram um ganho de 1,7% sobre os salários, oriundo do número de trabalhadores com ensino superior, entre 1991 e 2000. Campos e Silveira Neto (2009) estimaram um retorno à educação de 11,8% sobre os salários em municípios brasileiros acima de 100 mil habitantes, em 2000. Barros *et al.* (2000) estimaram que a desigualdade educacional representa cerca de dois terços das fontes observadas da desigualdade salarial no Brasil. O impacto de um ano adicional de educação sobre os salários chega a 16% no Brasil, de acordo com o estudo. Menezes-Filho *et al.* (2007) demonstraram que a expansão do ensino médio associada à queda nos retornos à educação reduziu a desigualdade salarial. Evidências de declínio nos retornos da educação no Brasil foram encontradas por Cruz e Naticchioni (2012). A diferença de retornos entre os mais educados e os menos educados também foi reduzida. As evidências no estudo de Silveira Neto e Azzoni (2004) indicaram que as características pessoais, ocupacionais e os custos de vida são mais importantes do que as amenidades locais para a explicação do diferencial de renda entre as regiões Nordeste e Sudeste. A educação apresentou a maior contribuição marginal para as desigualdades salariais entre as maiores áreas metropolitanas do Brasil, entre 17,6% e 31%, de 1992 a 1997 (Servo; Azzoni, 2002).

Freguglia e Menezes-Filho (2012) mostraram que cerca de 63% da variabilidade de salários entre os estados brasileiros, entre 1995 e 2002, resultava de heterogeneidade individual não observada dos trabalhadores. No entanto, mesmo considerando as heterogeneidades individuais permaneceu um diferencial salarial. A variabilidade

5. Esta é a terceira edição do original de 1973.

salarial foi maior nos níveis mais altos de escolaridade e experiência, sugerindo que as divergências restantes estariam relacionadas ao capital humano.

A persistência dos diferenciais salariais, após considerar o custo de vida, as habilidades observadas e não observadas e as características ocupacionais, sugeriu a existência de um efeito de localização sobre os salários no Brasil. Entre os estudos existentes na literatura nacional, destacam-se: Servo e Azzoni (2002); Campos e Silveira Neto (2009); Rocha *et al.* (2011); e Cruz e Naticchioni (2012). Servo e Azzoni (2002) revelaram uma contribuição marginal da residência em áreas metropolitanas para o diferencial salarial no Brasil entre 3% e 7,4%. Campos e Silveira Neto (2009) mostraram que os indivíduos ocupados em áreas metropolitanas, em 2000, apresentaram ganhos de até 16% sobre os salários. Os resultados sugerem a existência de ganhos de aglomeração urbana (prêmio salarial) no Brasil.

Rocha *et al.* (2011) estimaram um diferencial salarial de 9,4% para os trabalhadores das áreas metropolitanas do Brasil, entre 2000 e 2008, mesmo após o controle para as características observadas e não observadas individuais. Cruz e Naticchioni (2012) identificaram um prêmio salarial urbano de 22,8% para os trabalhadores de áreas metropolitanas do Brasil. Entre 2002 e 2009, este prêmio declinou para 17,4% nas áreas metropolitanas. Os resultados sugerem que a queda no prêmio urbano contribuiu para a redução da desigualdade do Brasil na última década. Uma evidência mais forte foi a redução nos ganhos dos trabalhadores da região Sudeste e aumento para os trabalhadores da região Centro-Oeste.

Os estudos no Brasil já levantaram evidências sobre os ganhos específicos em aglomerações urbanas, revelados nas áreas metropolitanas. O prêmio salarial urbano permaneceu significativo mesmo após o controle pelo custo de vida, características do emprego e atributos observáveis e não observáveis dos trabalhadores. Essas evidências incitam a investigação dos diferenciais de retorno à educação entre as áreas metropolitanas do Brasil, decorrentes da distribuição das economias de aglomeração. O objetivo deste trabalho é contribuir para a literatura nacional, com base na análise empírica da distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os diferenciais salariais, a partir dos retornos à educação dos trabalhadores formais do Brasil. Esse efeito será denominado de prêmio salarial urbano da educação.

4 BASE DE DADOS, DEFINIÇÃO DE VARIÁVEIS E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O banco de dados deste estudo é composto por uma amostra aleatória de 5% dos trabalhadores formais da base Rais-Migra para o período de 1995 a 2008. A Rais-Migra é uma ampla base de dados extraída dos registros administrativos da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) do Ministério do Trabalho e Previdência Social (MTPS). Essa base de dados permite acompanhar a trajetória geográfica, ocupacional e setorial do trabalhador, ao longo do tempo, no mercado de trabalho formal brasileiro. No

entanto, as limitações de uso da Rais-Migra extrapolam simplesmente a dicotomia entre os setores formal e informal. As limitações dessa base incluem, inclusive, a incapacidade de identificar um instrumento para a educação na estimação, o que poderia minimizar o possível viés decorrente da endogeneidade da equação salarial.

A amostra inicial correspondeu a um painel que totalizou 11.085.844 observações associadas a 791.846 observações anuais dos trabalhadores, sendo composta pelos seguintes conjuntos de variáveis explicativas: *i*) geográficas: localização do trabalhador por município e região metropolitana; *ii*) características do trabalhador: idade, sexo, escolaridade e experiência de trabalho; e *iii*) características do emprego: setor de atividade econômica e tamanho do estabelecimento. A variável a ser explicada é o salário do trabalhador, obtida na Rais-Migra pelo número de salários-mínimos recebidos pelo trabalhador no mês de dezembro de cada ano.

O banco de dados final utilizado é composto por 4.665.388 observações, que corresponde a um painel balanceado com 333.242 indivíduos, contemplando os trabalhadores do mercado de trabalho formal do Brasil, empregados em cada ano entre 1995 e 2008 e com rendimento positivo. Tendo em vista os objetivos do artigo, associados à determinação salarial no período de idade ativa do trabalhador, optou-se por analisar somente os trabalhadores com idade entre 18 e 65 anos.⁶ Esses trabalhadores estão distribuídos espacial e aleatoriamente entre os municípios brasileiros. Cabe salientar que, a partir da amostra inicial, foram retiradas da base de dados algumas inconsistências nas informações sobre escolaridade, gênero e idade. Apesar dos ajustes realizados, a amostra final utilizada apresentou uma representatividade similar à realidade do mercado de trabalho formal do Brasil dada pelos dados gerais da Rais-MTPS.

Os salários nominais foram obtidos pela multiplicação da remuneração do trabalhador, em número de salários-mínimos, pelo salário-mínimo vigente em cada ano do painel. O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) foi utilizado para deflacionar os salários, assumindo 2008 como o ano-base. Vale ressaltar que o IPCA é calculado pelo IBGE para apenas onze regiões metropolitanas do Brasil: Belém; Fortaleza; Recife; Salvador; São Paulo; Rio de Janeiro; Goiânia; Distrito Federal; Belo Horizonte; Curitiba e Porto Alegre. Desse modo, para deflacionar os valores nominais para todas as regiões metropolitanas, os índices foram extrapolados para os estados correspondentes. O critério de maior aproximação foi utilizado para os estados que não possuíam alguma das regiões metropolitanas contempladas no cálculo do índice.⁷ Assim, o índice de preços de Belém foi extrapolado para

6. Optou-se por trabalhar apenas com os indivíduos na faixa-etária considerada produtiva, entre 18 e 65 anos, seguindo alguns estudos da literatura, tais como Glaeser e Maré (2001), Silveira-Neto e Azzoni (2004) e Freguglia e Menezes-Filho (2012).

7. Este procedimento foi adotado com base em Freguglia (2007).

os estados da região Norte, o de Fortaleza para Maranhão, Piauí e Rio Grande do Norte; o de Recife para Paraíba, Alagoas e Sergipe; o do Rio de Janeiro para Espírito Santo; o de Curitiba para Santa Catarina; e o de Goiânia para os estados do Mato Grosso e de Mato Grosso do Sul.

Na Rais-Migra, a variável educação é apresentada por meio do grau de instrução do trabalhador formal. Para a inclusão da educação no painel, foram criadas quatro *dummies* para os trabalhadores em cada ciclo de escolaridade: analfabeto (educ1); ensino fundamental incompleto e completo (educ2); ensino médio incompleto e completo (educ3); ensino superior incompleto ou completo (educ4).

A definição de região metropolitana adotada no trabalho segue a classificação do IBGE, a qual será adotada para definir as áreas urbanas densas. Foram identificadas 24 regiões metropolitanas no Brasil, na base de dados da Rais-Migra: Belém, Macapá, São Luís, Fortaleza, Natal, Recife, Maceió, Salvador, Belo Horizonte, Vale do Aço, Vitória, Rio de Janeiro, São Paulo, Baixada Santista, Campinas, Curitiba, Londrina, Maringá, Florianópolis, Vale do Itajaí, Norte/Nordeste Catarinense, Porto Alegre, Goiânia e João Pessoa. Foram incluídas como características observáveis dos trabalhadores, que determinam os salários no mercado de trabalho: escolaridade em ciclos de estudo; idade (18-65 anos) e gênero. Como características do trabalho foram incluídas: experiência (em meses, no mesmo vínculo), o tamanho da empresa e o setor de atividade. As categorias-base para as variáveis *dummies* de tamanho da empresa e setor foram as grandes empresas (58,3%) e a administração pública, defesa e seguridade social (45,9%).

O modelo adotado para estimar econometricamente o prêmio salarial urbano e os retornos à educação baseia-se na especificação do Glaeser e Maré (2001). A forma funcional do modelo segue a equação salarial de Mincer (1974). Essa equação foi ampliada com variáveis explicativas adicionais. Além das variáveis de controle, serão incluídas variáveis *dummies* de localização para o trabalhador formal das regiões metropolitanas brasileiras, visando à identificação do prêmio salarial em cada RM.⁸

A literatura sobre a estimação de equação salarial admite a existência de atributos individuais não observados do trabalhador. São exemplos desses atributos a motivação, o esforço e a aptidão. Esses atributos podem determinar uma parte dos ganhos no mercado de trabalho e apresentar correlação com atributos observados incluídos no modelo, tais como a educação. Nesse caso, haveria problemas de endogeneidade da educação. O uso da modelagem de dados em painel permite tratar o possível viés de omissão da habilidade não observada. Esse tratamento é realizado por meio da estimação pelo método de efeitos fixos. Outro problema

8. Os modelos adotados e as respectivas especificações para as estimações são apresentados na seção 5.

associado à equação salarial corresponde à possível endogeneidade da educação decorrente da simultaneidade.

A literatura aponta para uma possível relação de causalidade mútua entre a educação e os salários. Embora muitos estudos utilizem variáveis instrumentais para estimar o retorno à educação,⁹ não há um consenso na literatura sobre os instrumentos mais adequados para corrigir tal endogeneidade. Como o objetivo do artigo é realizar uma comparação de distribuição relativa de efeitos de aglomeração entre as áreas metropolitanas, se o efeito da simultaneidade salário-educação não variar entre as áreas, a endogeneidade não afetará as análises relativas. Com base na correlação entre as *dummies* escolares, o salário e o salário defasado, foi possível perceber que a direção dos efeitos era a mesma entre as áreas e sua magnitude era muito similar. Nesse sentido, as análises relativas não devem ser afetadas pela possível simultaneidade do modelo.

Para a estimação do modelo básico, foram adotados três métodos específicos para dados em painel: o método de Mínimos Quadrados Ordinários Agrupado (*POLS*), Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleatórios (EA). A estratégia de identificação desse estudo consiste na adoção da modelagem de dados em painel para controlar a heterogeneidade individual e não observada dos trabalhadores, por intermédio da inclusão de efeitos fixos individuais. Essa estratégia permite controlar o viés de habilidade não observada, provável na estimação de equações salariais. Permite, ainda, a correção do problema de autosseleção, associado à atração dos trabalhadores mais habilidosos para os grandes centros urbanos, que pode ser confundida com os ganhos de aglomeração. O objetivo será captar o prêmio salarial e o retorno à educação para os trabalhadores formais das áreas metropolitanas do Brasil. O estimador de Efeitos Fixos reconhece a existência de correlação entre a heterogeneidade individual não observada e os regressores do modelo e permite encontrar estimativas não viesadas. O teste de Hausman¹⁰ será realizado para indicar a possível adequação do estimador de efeitos fixos frente ao estimador de efeito aleatório.

Somente se torna possível a identificação do prêmio salarial urbano da educação pelo método de efeitos fixos, caso haja variabilidade intratrabalhadore (*within*) nas variáveis de interesse (educação, regiões metropolitanas e a interação entre elas). A variabilidade na educação dos trabalhadores indica que esses indivíduos estão se educando enquanto participam do mercado de trabalho. Diante da recente expansão da educação superior no Brasil (Neri, 2005), essa hipótese torna-se plausível. De fato, a tabela 2 a seguir mostra a existência dessa variabilidade na educação.

9. Ver o trabalho de Halfdanarson *et al.* (2008).

10. A hipótese nula do teste de Hausman (não existe diferença sistemática nos coeficientes estimados por efeito fixo e aleatório) mostra que o estimador de efeitos aleatórios é consistente e mais eficiente do que o efeito fixo, na ausência de correlação entre explicativas e o termo de erro. A estatística do teste é dada por: $H = (\beta_{EF} - \beta_{EA})' [AVar(\beta_{EF}) - AVar(\beta_{EA})]^{-1} (\beta_{EF} - \beta_{EA})$ (Wooldridge, 2002).

TABELA 2
Variação dos regressores de interesse na amostra (1995-2008)

Variável	Variação	Média	Desvio	Mínimo	Máximo	% de variação
Educ	<i>overall</i>	5,30	2,22	0,00	8,00	
	<i>between</i>		2,11	0,00	8,00	0,91
	<i>within</i>		0,67	-2,13	12,73	0,09
Rm	<i>overall</i>	8,78	9,02	0,00	24,00	
	<i>between</i>		8,79	0,00	24,00	0,95
	<i>within</i>		2,02	-13,50	31,07	0,05
Educrm	<i>overall</i>	48,94	56,79	0,00	192,00	
	<i>between</i>		54,79	0,00	192,00	0,93
	<i>within</i>		14,95	-129,34	227,23	0,07

Elaboração própria, com base na Rais-Migra (Brasil, 2011).

Obs.: O percentual de variação é construído com o valor da variância *within* (*between*), obtida a partir do desvio-padrão, a qual foi dividida pela variância total (*overall*).

A tabela 2 apresenta a variação *within* das variáveis. A variação *within* é a variação existente em um dado indivíduo, enquanto a variação *between* é a variação entre os indivíduos. Essa distinção é importante porque o estimador de efeitos fixos não poderá ser identificado caso não exista variação *within*. Quanto maior a variação, mais consistente é o regressor estimado (Cameron e Trivedi, 2009). Quando a variável apresenta maior variação *between* do que variação *within*, a estimação *within* pode levar a perda de eficiência. Como se pode observar na tabela 2, os estimadores podem ser identificados, apesar da menor variação *within* em relação à variação *between*.

A variabilidade intraindivíduo na variável de região metropolitana requer que haja migração entre as regiões. O mesmo argumento vale para a variável de interação entre educação e região metropolitana. Na tabela 2, é possível observar que essa variabilidade ocorre nas respectivas variáveis, tornando possível a identificação do prêmio salarial urbano da educação.

5 RESULTADOS

Esta seção apresenta os procedimentos e resultados das estimações econométricas desenvolvidas neste artigo. Serão apresentados o modelo econométrico e as estatísticas descritivas da amostra utilizada no estudo. Em seguida, serão apresentados os resultados encontrados com as estimações econométricas.

5.1 Modelo e especificações para a estimação econométrica

A partir do problema desta pesquisa, do referencial teórico e da metodologia apresentada, o modelo econométrico adotado para as estimações assume a seguinte equação minceriana estendida:

$$\ln(w_{it}) = \beta_0 + \beta_1 educ_{it} + \beta_2 exp_{it} + \beta_3 exp_{it}^2 + \beta_4 idade_{it} + \beta_5 idade_{it}^2 + \beta_6 dsexo + \beta_7 dsetor_{it} + \beta_8 dtam_emp_{it} + RM_{ikt}\alpha + RM_{ikt}educ_{it}\delta + T_t + c_i + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

Na equação (3), $\ln(w_{it})$ é o logaritmo natural do salário real do trabalhador i no tempo t ($t = 1995, \dots, 2008$), $educ_{it}$ é um vetor de *dummies* para quatro ciclos de escolaridade (analfabeto é a categoria base) e exp_{it} a sua experiência de trabalho. A idade e a experiência do trabalhador são inseridas em nível e na forma quadrática, para verificar possíveis taxas de crescimento decrescentes ao longo do tempo, conforme especificações da literatura. A variável $dsexo$ é uma *dummy* de gênero do trabalhador, $dsetor_{it}$ é um vetor de *dummies* para o setor de atividade do trabalhador, $dtam_emp_{it}$ é um vetor de *dummies* para o tamanho da empresa e T_t é um vetor de *dummies* de tempo. O vetor de *dummies* de localização, RM_{ikt} , é a variável que captará a magnitude do prêmio salarial urbano para os trabalhadores em cada RM ($k=1,2,\dots,24$), no tempo t . A variável explicativa de interesse é a interação entre a localização em cada RM e as *dummies* de escolaridade, $RM_{ikt}educ_{it}$. As demais variáveis servirão de controle para a equação salarial. As estimativas da interação serão empregadas para a identificação do prêmio salarial urbano da educação por ciclos nas RMs. As habilidades individuais não observáveis do trabalhador, consideradas na estimação por efeito fixo, são representadas pelo termo c_i . O termo de erro do modelo é definido por ε_{it} .

Serão utilizadas quatro especificações econométricas da equação (3), para cada método de estimação (Mínimos Quadrados Agrupados (*POLS*), Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleatórios (EA), conforme a seguir descrito.

- 1) Características observadas dos trabalhadores (idade, quadrado da idade, sexo, escolaridade, experiência e quadrado da experiência) e uma variável *dummy* de localização ($drm = 1$ para os trabalhadores das áreas metropolitanas).
- 2) Características observadas dos trabalhadores e 24 variáveis *dummies* das áreas metropolitanas do Brasil (RM_{ikt}).
- 3) Características observadas dos trabalhadores, características do emprego (setor e tamanho da empresa) e 24 variáveis *dummies* das áreas metropolitanas do Brasil (RM_{ikt}).

- 4) Características observadas dos trabalhadores e os termos de interação entre as *dummies* das áreas metropolitanas e os ciclos de escolaridade do trabalhador ($RM_{ikteduc_{it}}$).

É importante ressaltar que a ocorrência de possíveis choques observados e não observados na economia pode afetar a distribuição dos salários e dos ganhos de aglomeração. Para minimizar esse problema todas as estimações econométricas incluem variáveis *dummies* de tempo (1996-2008), para lidar com possíveis efeitos cíclicos na economia brasileira no período analisado. O ano de 1995 foi assumido como o período base nas regressões.

5.2 Características da amostra

A tabela 3, a seguir, apresenta as estatísticas descritivas básicas das variáveis explicativas na amostra. Trata-se de um painel balanceado com 333.242 informações (trabalhadores) anuais (1995-2008).

TABELA 3
Estatísticas descritivas de variáveis na amostra (1995-2008)

Variável	Total		Amostra das RMs			Amostra sem RMs			
	Média	Média	Desvio	Mínimo	Máximo	Média	Desvio	Mínimo	Máximo
<i>exp</i>	145,35	148,44	89,92	0	678,80	140,57	85,89	0	599,90
<i>exp2</i>	28.947,6	30.120,0	31.755,63	0	460.769,40	27.137,87	29.020,73	0	359.880,00
<i>idade</i>	40,00	40,38	8,60	18	65	39,41	8,61	18	65
<i>idade2</i>	1.674,07	1.704,18	708,35	324	4.225	1.627,59	697,90	324	4.225
<i>sal_real</i>	2.353,62	2.630,35	3.001,02	66,37	153.731,30	1.926,45	2.586,12	69,50	130.625,50
<i>ln_wreal</i>	7,32	7,46	0,88	4,20	11,94	7,10	0,91	4,24	11,78
<i>danalf</i>	0,01	0,01	0,09	0	1	0,01	0,12	0	1
<i>dfund</i>	0,35	0,31	0,46	0	1	0,42	0,49	0	1
<i>dmedio</i>	0,35	0,35	0,48	0	1	0,35	0,48	0	1
<i>dsuper</i>	0,29	0,34	0,47	0	1	0,21	0,41	0	1
<i>dsexo</i>	0,43	0,45	0,50	0	1	0,41	0,49	0	1
<i>drm</i>	0,61	1,00	0,00	1	1	0	0	0	0
<i>emp_p</i>	0,22	0,18	0,38	0	1	0,27	0,45	0	1
<i>emp_m</i>	0,20	0,16	0,37	0	1	0,26	0,44	0	1
<i>emp_g</i>	0,58	0,66	0,47	0	1	0,47	0,50	0	1

Elaboração própria, com base na Rais-Migra (Brasil, 2011).

Obs.: A amostra é composta de 4.665.388 observações: 2.831.248 das regiões metropolitanas e 1.834.140 de outros municípios.

A maior parte dos trabalhadores é do sexo masculino (57%), pertencente à faixa etária entre 40-65 anos (50,9%), com ensino médio completo (29,4%), ocupado em empresas grandes (58%) e do setor de administração pública, defesa e seguridade social (46%). Nas regiões metropolitanas, também foi revelada uma predominância dos trabalhadores do sexo masculino (55%), entre 40-65 anos (52,8%), com ensino médio completo (29,1%), de empresas grandes (66%) e da administração pública (48%).

5.3 Prêmio salarial urbano nas regiões metropolitanas do Brasil

Este trabalho apresenta três resultados de interesse. O primeiro resultado de interesse será denominado efeito de localização e deve indicar como as economias de aglomeração de cada região metropolitana afetam os salários dos trabalhadores formais. Se esse efeito for positivo, existe um prêmio salarial urbano na região metropolitana correspondente. O segundo resultado de interesse é o efeito das economias de aglomeração sobre o retorno salarial da educação. Se esse efeito for positivo, será definido como o prêmio salarial urbano da educação. O último resultado de interesse é o retorno salarial à educação em cada região metropolitana, denominado de retorno local à educação. Esse retorno é obtido com base na soma do parâmetro estimado do correspondente ciclo de educação, com o parâmetro estimado da interação entre o ciclo de educação e a variável *dummy* de localização para cada região metropolitana. O resultado do teste de Hausman indicou a rejeição da hipótese nula de que não existe diferença sistemática nos coeficientes estimados, uma evidência contra o estimador de efeitos aleatórios. Dessa forma, o melhor estimador é o de efeitos fixos. Esse resultado é compatível com as evidências na literatura empírica para as equações salariais.

Os resultados das estimações deste artigo estão disponíveis na tabela 1 do Apêndice. Dada a amplitude do painel construído, é possível notar que a maioria das estimativas foi estatisticamente significativa ao nível de 1%. No geral, os resultados apresentaram os sinais esperados de acordo com a literatura apresentada neste trabalho. As características específicas dos trabalhadores formais, ou atributos observados (idade, gênero e experiência) foram significativos. As estimativas da idade e da experiência apresentaram efeitos positivos sobre os salários reais. Tanto a experiência quanto a idade devem afetar os salários de maneira não linear. A inclusão da forma quadrática dessas variáveis apontou a tendência de os salários crescerem a taxas decrescentes com a idade e a experiência. As mulheres receberam salário real que estava entre 34% e 53% abaixo dos salários reais dos homens no mercado de trabalho formal do Brasil.

Para as características do emprego, os resultados mostraram que empresas de maior tamanho pagam salários mais altos. Empresas pequenas ofereceram salários cerca de 12% a 30% menores do que as grandes empresas, enquanto as empresas médias revelaram salários reais cerca de 4% a 7% menores. Por outro lado, tomando o setor de administração pública, defesa e seguridade social como referência, doze dentre dezesseis setores apresentaram estimativas significativas e efeitos positivos sobre os salários em todas as especificações. O setor com maior efeito positivo sobre os salários, em relação ao setor base, foi o de intermediação financeira, seguros, previdência complementar e serviços relacionados, com ganhos entre 18,4% (EF) e 81% (POLs). O setor com maior perda salarial foi o de alojamento e de alimentação, entre -5,4% (EF) e -7,6% (EA).

O retorno à educação no Brasil, por ciclos de escolaridade, foi positivo e significativo em todas as especificações. As estimativas do retorno à educação variaram entre 35% e 0,6% para o ensino fundamental completo ou incompleto, entre 83% e 2,9% para o ensino médio completo ou incompleto e entre 151% e 15,7% para o nível superior completo ou incompleto. Grande parte do retorno à educação para cada ciclo desapareceu após o controle dos efeitos fixos, embora ainda exista um elevado retorno para os trabalhadores formais que acessaram o nível superior. Os resultados indicaram a existência de um prêmio salarial urbano para trabalhadores formais das regiões metropolitanas do Brasil em todas as especificações, mesmo descontando as variações de preços no período de 1995-2008. O prêmio urbano foi de 22,4% por *POLS*, 9,7% por EA e reduziu para 3,4% na estimação por efeitos fixos. Consistente com as evidências da literatura, grande parte do aumento salarial atribuído às áreas urbanas densas do Brasil parece decorrer da heterogeneidade individual não observada dos trabalhadores formais, que é retirada com o estimador de efeitos fixos. No entanto, ainda existe um diferencial salarial positivo. Isso reforça as evidências da literatura sobre a existência de ganhos de aglomeração no país.

A substancial redução nas estimativas dos determinantes salariais, do prêmio urbano e da educação, após o controle dos efeitos fixos reforça as evidências da significativa contribuição das habilidades individuais não observadas para os ganhos observados no mercado de trabalho formal do país. No entanto, é válido lembrar que podem existir outros fatores não observados que influenciam os salários e que não foram controlados no modelo, a exemplo das características não observadas de firmas. Nesse sentido, uma parcela dos efeitos não observados de indivíduos pode estar correlacionada com os efeitos não controlados no modelo.

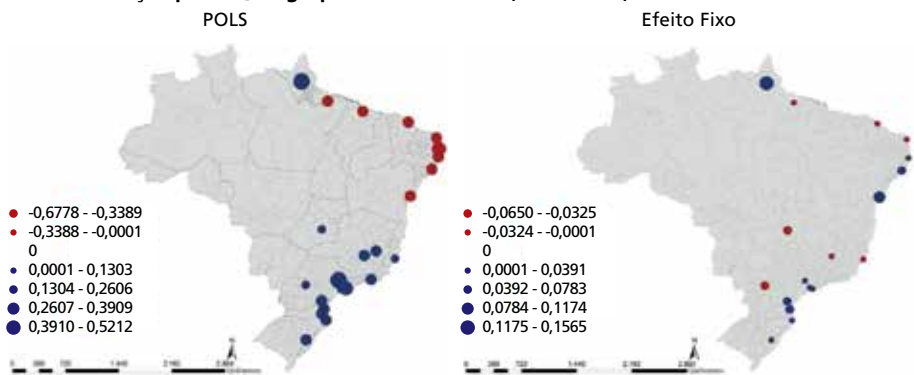
Apenas 15 RMs do Brasil apresentaram ganhos de aglomeração (prêmio salarial urbano), ao controlar pelas características observadas dos trabalhadores formais e do emprego, na estimação por *POLS*. Na estimação por EF, somente onze apresentaram prêmio salarial urbano. Na estimação por *POLS*, os maiores prêmios urbanos foram das RMs de Macapá (61,3%), de Campinas (40,1%) e de São Paulo (38,1%) e o menor foi o de Goiânia (6,1%). Na regressão por EF, os maiores prêmios estavam nas RMs de Macapá (16,5%) e de Salvador (11,2%) e o menor ficou com a da Baixada Santista (1,9%). Após o controle dos efeitos fixos, houve uma redução significativa do prêmio salarial urbano em oito das quinze RMs: Macapá (de 61,3% para 16,5%); Campinas (de 40,1% para 2,9%); São Paulo (de 38,1% para 2,6%); Baixada Santista (de 34,4% para 1,9%); Florianópolis (de 22,9% para 4,5%); Porto Alegre (de 21,9% para 2,8%); Curitiba (de 21,7% para 4,9%); e norte/nordeste Catarinense (de 21,9% para 4,4%). O aparente prêmio urbano desapareceu em duas RMs, Vitória (de 9,1% para -1,6%) e Goiânia (de 6,1% para -6%), e a localização passou a afetar negativamente os salários reais.

O prêmio das RMs de Belo Horizonte, de Londrina, do Rio de Janeiro, do Vale do Aço e do Vale do Itajaí perdeu a significância na estimação por efeito fixo.

As evidências sugerem que grande parte do ganho salarial atribuído à aglomeração pode ser um retorno às habilidades não observadas, ou outros fatores não controlados e correlacionados com as habilidades. Nesse sentido, as habilidades não observadas podem responder por grande parte dos ganhos salariais nas regiões mais dinâmicas do país. Se essa relação for verdadeira, a hipótese da atração de trabalhadores de maior habilidade para as cidades densas somente seria adequada no Brasil para as regiões mais dinâmicas, em particular no mercado de trabalho formal das regiões Sul e Sudeste. Por esse motivo, os resultados para essas áreas estariam de acordo com a hipótese da literatura de que o prêmio salarial urbano representa as habilidades não observadas dos trabalhadores.

Por outro lado, três RMs que apresentavam um efeito de localização negativo (*POLS*) passaram a revelar um prêmio salarial urbano na estimação por EF: Salvador (de -2,2% para 11,2%); Maceió (de -14,3% para 4,3%) e Recife (de -10,2% para 1,9%). As evidências sobre o surgimento do prêmio urbano após o controle dos efeitos fixos sugerem que, em três das sete RMs da região Nordeste, as heterogeneidades não observadas dos trabalhadores formais, ou outros fatores não observados e correlacionados, não favorecem os ganhos no mercado de trabalho formal urbano. Inversamente, em treze das quatorze RMs das regiões Sul e Sudeste, o controle dos efeitos fixos reduziu ou eliminou o aparente prêmio urbano.

FIGURA 4
Efeito de localização sobre os salários reais nas regiões metropolitanas do Brasil: estimação por MQO Agrupado e Efeito Fixo (1995-2008)



Elaboração própria, com base nos dados da Rais-Migra (Brasil, 2011).

Nessas condições, grande parte dos ganhos salariais de aglomeração, associados à localização nas regiões metropolitanas das regiões Sul e Sudeste, pode representar o retorno aos melhores atributos não observados dos trabalhadores formais desses locais.

Os resultados sugerem a ausência de prêmio salarial urbano nas RMs de Belém, Fortaleza, Natal, João Pessoa, São Luís e Maringá. A figura 4 mostra o padrão regional do efeito de localização sobre os salários nas regiões metropolitanas do Brasil, nas estimações por *POLS* e EF. Na cor azul, estão as regiões metropolitanas que apresentaram um prêmio salarial urbano ou efeito de localização positivo sobre os salários.

Os resultados das estimações revelaram a existência de um prêmio salarial urbano em 11 RMs do Brasil mesmo descontando as variações de preços e as habilidades individuais não observadas dos trabalhadores formais. Dessas RMs, três são da região Nordeste, uma é da região Norte, três são da região Sudeste e quatro são da região Sul. As evidências nesta seção sugerem a concentração dos ganhos de aglomeração urbana nas regiões metropolitanas das regiões Sul e Sudeste do Brasil. No entanto, as maiores magnitudes do prêmio salarial foram reveladas nas regiões Norte e Nordeste. A distribuição espacial desses ganhos deve revelar se os efeitos da aglomeração afetam indistintamente os retornos à educação do trabalhador formal em cada região metropolitana do país. Essa relação será analisada na próxima seção.

5.4 Evidências da distribuição espacial dos efeitos de aglomeração e retornos à educação no Brasil

Embora a proporção de trabalhadores de escolaridade mais elevada seja maior nas áreas metropolitanas, existe uma distribuição heterogênea desses trabalhadores entre as regiões. A distribuição espacial do prêmio salarial urbano e seu efeito sobre os retornos à educação (ensino médio e superior completo ou incompleto) no mercado de trabalho formal, em cada região metropolitana, são apresentados na tabela 4.

Com base na tabela 4, em 15 das 24 RMs, houve efeitos positivos da interação entre aglomeração e ensino médio completo ou incompleto, na estimação por *POLS*. Após o controle dos efeitos fixos, onze RMs apresentaram efeitos positivos nessa interação. Por sua vez, em dezessete RMs houve um efeito positivo da interação entre a localização em uma RM, e o ensino superior completo ou incompleto na estimação por *POLS*, mas apenas nove RMs apresentaram esse efeito positivo na estimação por efeitos fixos. Essas interações representam o prêmio salarial urbano da educação, que define o efeito positivo da localização sobre o retorno à educação. Após o controle pelas características observadas e não observadas dos trabalhadores formais e pelas características do trabalho, os ganhos de aglomeração favoreceram os retornos à educação superior (completa ou incompleta) nas RMs de Salvador (12,4%), João Pessoa (11,4%), Florianópolis (6,5%), Macapá (6%), Goiânia (5,2%), Curitiba (2,6%), Porto Alegre (2,2%), Belém (2,0%) e Campinas (1,4%). Do mesmo modo, após controle dos efeitos fixos, a aglomeração foi favorável aos retornos salariais com o ensino médio (completo ou incompleto) nas RMs de Macapá (26,2%), Belo Horizonte (11,4%), João Pessoa (10,8%), Salvador

(10,4%), Maceió (7,2%), Curitiba (6,7%), São Luís (4,6%), Recife (3,9%), São Paulo (2,3%), Belém (1,7%) e Porto Alegre (1,2%).

TABELA 4
Prêmio salarial urbano e retornos à educação nas RMs do Brasil: 1995-2008

Região metropolitana	Variável dependente: $\ln w$ (log. natural do salário real)							
	α (prêmio)	α (prêmio)	δ (educ3 x RM)	δ (educ3 x RM)	δ (educ4 x RM)	δ (educ4 x RM)	$\beta+\delta$ (educ3)	$\beta+\delta$ (educ4)
	POLS III	EF XI	POLS IV	EF XII	POLS IV	EF XII	EF XII	EF XII
Baixada Santista	0,3439 ³	0,0195 ²	0,3173 ³	-0,0011	0,1701 ³	-0,0729 ³	-	0,101
Belém	-0,1385 ³	-0,0254 ³	-0,2417 ³	0,0174 ¹	0,0703 ³	0,0202 ¹	0,047	0,1941
Belo Horizonte	0,2528 ³	-0,0008	0,3167 ³	0,1142 ³	0,1415 ³	-0,1096 ³	0,1438	0,0643
Campinas	0,4017 ³	0,0290 ³	0,3657 ³	0,0042	0,4109 ³	0,0140 ²	-	0,1879
Curitiba	0,2175 ³	0,0494 ³	0,2169 ³	0,0672 ³	0,1713 ³	0,0257 ³	0,0968	0,1996
Florianópolis	0,2299 ³	0,0452 ³	0,2721 ³	-0,0051	0,0847 ³	0,0658 ³	-	0,2397
Fortaleza	-0,2222 ³	-0,0277 ³	-0,2629 ³	-0,0260 ³	-0,0768 ³	-0,0301 ³	0,0036	0,1438
Goiânia	0,0611 ³	-0,0604 ³	0,0096 ¹	-0,0573 ³	0,0249 ³	0,0523 ³	-0,0277	0,2262
João Pessoa	-0,7436 ³	-0,0098	-0,2414 ³	0,1081 ³	-1,0437 ³	0,1145 ³	0,1377	0,2884
Londrina	0,0774 ³	-0,0097	0,0609 ³	0,018	0,0225 ²	-0,0445 ³	-	0,1294
Macapá	0,6133 ³	0,1651 ³	0,6694 ³	0,2618 ³	0,3936 ³	0,0604 ¹	0,2914	0,2343
Maceió	-0,1439 ³	0,0437 ³	-0,1661 ³	0,0722 ³	-0,0810 ³	-0,0087	0,1018	-
Maringá	-0,0173 ²	-0,0654 ³	-0,0329 ²	-0,0522 ³	-0,0555 ³	-0,0744 ³	-0,0226	0,0995
Natal	-0,1705 ³	-0,0124	-0,3090 ³	-0,0127	0,0245 ¹	-0,0351 ²	-	0,1388
N/NE Catarinense	0,2197 ³	0,0442 ²	0,1647 ³	0,0086	0,1676 ³	0,0004	-	-
Porto Alegre	0,2198 ³	0,0283 ³	0,3148 ³	0,0125 ²	0,0629 ³	0,0223 ³	0,0421	0,1962
Recife	-0,1023 ³	0,0199 ²	-0,1656 ³	0,0390 ³	0,0843 ³	-0,0330 ³	0,0686	0,1409
Rio de Janeiro	0,1785 ³	-0,0056	0,1727 ³	-0,0216 ³	0,1368 ³	-0,0523 ³	0,008	0,1216
Salvador	-0,0222 ²	0,1119 ³	-0,0473 ³	0,1045 ³	-0,0062	0,1244 ³	0,1341	0,2983
São Luís	-0,1210 ³	0,0052	-0,2311 ³	0,0466 ³	0,0062	0,0011	0,0762	-
São Paulo	0,3818 ³	0,0264 ³	0,3657 ³	0,0227 ³	0,3095 ³	-0,0325 ³	0,0523	0,1414
Vale do Aço	0,1954 ³	0,0022	0,1545 ³	-0,0117	0,1581 ³	-0,1074 ³	-	0,0665
Vale do Itajaí	0,1219 ³	-0,0019	0,1185 ³	0,0054	-0,0502 ³	-0,1121 ³	-	0,0618
Vitória	0,0911 ³	-0,0166 ¹	0,1062 ³	0,0086	0,0412 ³	-0,1049 ³	-	0,069

Elaboração própria, com base na Rais-Mígra, 1995 a 2008 (Brasil, 2011).

Notas: ¹significativo a 1%; ²significativo a 5%; ³significativo a 10%.

Obs.: Resultados obtidos por meio do *software stata 12*.

A RM de Macapá apresentou o maior ganho salarial de localização, o maior efeito positivo sobre o retorno salarial ao ensino médio e obteve efeitos positivos sobre os retornos à educação superior. Embora o controle dos efeitos fixos tenha reduzido substancialmente o prêmio urbano nessa área, ela ainda conservou um alto ganho

de localização. Esses resultados sugerem que os ganhos de aglomeração na RM de Macapá não decorrem somente da atração de trabalhadores mais habilitados. Cabe ressaltar que, na amostra utilizada, entre 1995 e 2008, a RM de Macapá possuía uma grande proporção de trabalhadores formais nos altos ciclos de escolaridade (ensino médio completo ou superior completo e incompleto) em comparação com as médias nacional (58%) e das RMs (63%): 72%. A alta concentração relativa de capital humano, no mercado de trabalho formal dessa área, permite concluir que os efeitos de aglomeração são ampliados. Os resultados sugerem que as áreas de capital humano elevado reforçam ou geram os ganhos de aglomeração, o que é compatível com a teoria apresentada.

As RMs de Belém, João Pessoa e São Luís, que não obtiveram prêmio salarial urbano, apresentaram efeitos positivos da aglomeração sobre a educação. A proporção de trabalhadores formais com ensino médio completo ou superior (completo e incompleto) nessas RMs estava acima da média nacional na amostra (58%): 78% na RM de João Pessoa, 75% na RM de São Luís e 63% na RM de Belém. Isso sugere que os ganhos de aglomeração nas áreas das regiões Norte e Nordeste podem ser associados aos trabalhadores de maior escolaridade.

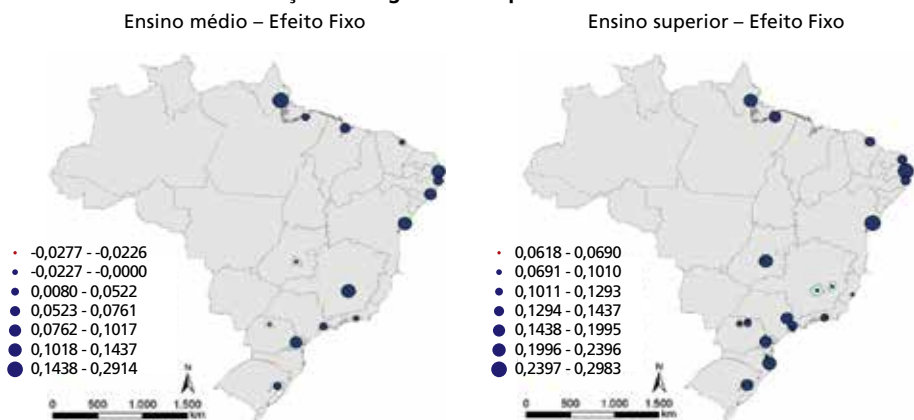
Por outro lado, das sete RMs da região Sudeste, apenas um apresentou reforço sobre o retorno salarial ao ensino superior e somente dois reforçaram o retorno ao ensino médio. A RM do Rio de Janeiro apresentou uma tendência de redução dos retornos ao ensino médio e superior, enquanto em seis das sete RMs do Sudeste, Baixada Santista, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Vale do Aço e Vitória, foram encontrados efeitos negativos sobre o retorno ao ensino superior. Desse modo, para a amostra desse estudo foi apresentado um movimento mais favorável das economias de aglomeração urbana no mercado de trabalho formal das regiões Norte e Nordeste, que atuou reforçando os ganhos com a educação.

Para encontrar o retorno local à educação por ciclo em cada região metropolitana foi identificado o efeito marginal do ensino médio e superior, completo e incompleto, sobre o salário dos trabalhadores formais das regiões metropolitanas, na especificação do modelo de EF. Esse efeito deve considerar a soma da estimativa do retorno individual médio no Brasil ($\beta_{educ3} = 0,0296$ e $\beta_{educ4} = 0,1739$) com as estimativas de interação entre o efeito de aglomeração e os respectivos ciclos escolares, em cada região metropolitana (δ). É importante ressaltar, no entanto, que os retornos marginais à educação não significantes seriam indícios de que as áreas apresentam um retorno médio similar ao nacional. Do mesmo modo, os retornos marginais à educação negativos representam retornos menores do que a média nacional. As duas últimas colunas da tabela 4 apresentam o retorno local aos ciclos indicados para cada região metropolitana do Brasil, no modelo de EF.

Ao considerar as quinze RMs que apresentaram estimativas significativas da interação ($educ3 \times RM$), o retorno local ao ensino médio completo e incompleto foi positivo em treze delas (tabela 4). O retorno local ao ensino médio superou o retorno médio no mercado de trabalho formal do Brasil (2,9%) em onze RMs: Macapá (29,1%), Belo Horizonte (14,4%), João Pessoa (13,8%), Salvador (13,4%), Maceió (10,2%), Curitiba (9,7%), São Luís (7,6%), Recife (6,9%), São Paulo (5,2%), Belém (4,7%) e Porto Alegre (4,2%). Entre as onze RMs com retornos ao ensino médio acima da média nacional, cinco são da região Nordeste, duas da região Sul, duas da região Sudeste e duas da região Norte. Por sua vez, todas as 21 RMs, com estimativas significativas da interação ($educ4 \times RM$), apresentaram o retorno local ao ensino superior completo e incompleto positivo. O retorno local ao ensino superior superou o retorno médio do Brasil (17,4%) em nove RMs: Salvador (29,8%), João Pessoa (28,8%), Florianópolis (23,9%), Macapá (23,4%), Goiânia (22,6%), Curitiba (19,9%), Porto Alegre (19,6%), Belém (19,4%) e Campinas (18,8%). Entre as nove RMs com retorno ao ensino superior acima do retorno médio, três são da região Sul, duas da região Nordeste, duas da região Norte, uma é do Centro-Oeste e uma do Sudeste.

Todas as áreas metropolitanas da região Sudeste, exceto Campinas, apresentaram retorno ao ensino superior abaixo da média nacional e as menores magnitudes de retorno salarial com esse ciclo, para o trabalhador formal. O padrão regional do retorno local à educação nas regiões metropolitanas do Brasil está representado na figura 5.

FIGURA 5

Retorno local à educação nas regiões metropolitanas do Brasil: 1995-2008

Elaboração própria, com base nos dados da Rais-Migra (Brasil, 2011).

É possível que a maior oferta relativa de trabalhadores com ensino superior (completo ou incompleto) na região Sudeste explique os menores retornos nos altos ciclos escolares. A literatura nacional apontou que a região Nordeste apresenta os maiores retornos à educação, tendo em vista sua escassez relativa de níveis mais altos de instrução. Desse modo, a educação pode ser o principal fator local por meio do qual os trabalhadores formais das regiões Norte e Nordeste aproveitariam os benefícios das economias de aglomeração existentes. Os resultados de Rocha *et al.* (2011) apontaram a existência de ganho salarial de aglomeração para os trabalhadores com formação superior. No entanto, evidências de queda nos retornos à educação que contribuíram para a redução dos diferenciais regionais de salários foram identificadas na literatura nacional (Menezes-Filho *et al.*, 2007; Cruz e Naticchioni, 2012). No estudo de Cruz e Naticchioni (2012), foi revelado um declínio no retorno ao ensino superior entre 2002 e 2009. Dada a maior proporção de trabalhadores com ensino superior nas regiões Sul e Sudeste do país, essa queda nos retornos possivelmente estaria explicando as estimativas encontradas neste trabalho que revelaram retornos ao ensino superior do trabalhador formal abaixo da média nacional, particularmente na região Sudeste.

Os resultados deste estudo sugerem que as economias de aglomeração existentes nas áreas metropolitanas do Brasil têm favorecido mais intensamente os retornos à educação dos trabalhadores formais das regiões Norte e Nordeste. As estimativas encontradas em algumas áreas metropolitanas dessas regiões superaram as encontradas para as áreas mais dinâmicas das regiões Sul e Sudeste do país. No entanto, os resultados também sugeriram a atração de trabalhadores formais mais habilitados para as regiões do Centro-Sul do país. Desse modo, nas regiões do Centro-Sul, grande parte dos ganhos de aglomeração pode estar associada à presença de trabalhadores formais ou de firmas com melhores atributos não observados. Nessas condições, os resultados identificaram uma distribuição espacial dos ganhos de aglomeração favorável às regiões mais pobres do país, ao elevar os ganhos salariais com a educação nas regiões Norte e Nordeste.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi analisar a distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os diferenciais de salários, a partir dos retornos à educação no mercado de trabalho formal do Brasil. Esse retorno diferenciado da educação foi considerado um prêmio salarial urbano da educação. O referencial teórico e empírico mostrou que existe um prêmio salarial associado à densidade urbana e às economias de aglomeração, o qual seria ampliado em áreas de capital humano qualificado.

Os resultados mostraram que existe um prêmio salarial urbano de 3% para os trabalhadores formais das áreas metropolitanas do Brasil, após controlar

a heterogeneidade individual não observada e as características observadas dos trabalhadores e do emprego. Esse resultado aproxima-se das evidências empíricas encontradas em Glaeser e Maré (1994; 2001), que identificaram um prêmio de 3-4% para os trabalhadores das áreas metropolitanas dos Estados Unidos, após o controle das habilidades não observadas. No entanto, o prêmio salarial não foi identificado em todas as 24 regiões metropolitanas do Brasil.

Após o controle para os atributos não observados dos trabalhadores formais, onze áreas metropolitanas apresentaram um prêmio urbano. Esse resultado sugeriu que o aparente ganho de aglomeração pode ser um retorno às habilidades não observadas do trabalhador formal ou fatores não observados de firmas, particularmente nas regiões do Centro-Sul do país, o que corrobora, em parte, com a abordagem do prêmio urbano representando as habilidades omitidas. Das onze regiões metropolitanas com prêmio urbano, sete foram das regiões Sul e Sudeste. Os maiores prêmios foram localizados nas regiões metropolitanas de Macapá e Salvador, com ganhos salariais de 16,5% e 11,2%, respectivamente.

Ao considerar as habilidades não observadas dos trabalhadores formais, o retorno salarial médio do Brasil ao ensino médio e superior, completo ou incompleto, foi 2,9% e 17,4%, respectivamente. Foi identificado um prêmio salarial urbano da educação para o ensino médio em onze regiões metropolitanas e em nove, para o ensino superior. O prêmio do ensino médio foi distribuído entre cinco RMs da região Nordeste, duas da região Sul, duas da região Sudeste e duas da região Norte. O prêmio do ensino superior foi distribuído entre três RMs da região Sul, duas da região Nordeste, duas da região Norte, uma da região Sudeste e uma da região Centro-Oeste. O efeito da interação entre educação e localização nas regiões metropolitanas evidenciou retornos ao ensino médio e superior maiores nas RMs das regiões Norte e Nordeste. O retorno local ao ensino médio (completo ou incompleto) superou o retorno do Brasil em onze áreas metropolitanas e o retorno local ao ensino superior (completo ou incompleto) superou a média nacional em nove RMs. As maiores magnitudes do retorno local ao ensino médio e superior do setor formal foram observadas nas regiões metropolitanas de Macapá (29,1%) e de Salvador (29,8%), respectivamente.

O retorno local ao ensino superior nas RMs da região Sudeste esteve abaixo do retorno do Brasil, exceto em Campinas. No entanto, os ganhos de aglomeração reforçaram os retornos à educação das regiões Norte e Nordeste. Nessas condições, a distribuição espacial dos benefícios de aglomeração sobre os ganhos salariais associados à educação favoreceu particularmente as regiões Norte e Nordeste do Brasil. Esse resultado corrobora a abordagem das externalidades de capital humano como explicação do prêmio salarial urbano nessas regiões. Por outro lado, tanto as atividades produtivas dessas regiões podem requerer poucas habilidades dos

trabalhadores, quanto as externalidades positivas da aglomeração podem ser menores. Nessas condições, a educação pode ser a única fonte de ganhos de produtividade e salários nas regiões Norte e Nordeste.

Foi verificada uma concentração espacial do prêmio salarial em torno das regiões Sul e Sudeste. Isso sugere que essas regiões beneficiam-se conjuntamente e de forma integrada das fontes de economias de aglomeração. Exemplos dessas fontes seriam os *spillovers* de conhecimento, as maiores possibilidades de *matching*, o acesso facilitado a fornecedores e a consumidores e a concentração de empresas produtivas e de alta tecnologia. Por sua vez, as regiões do Centro-Sul do Brasil podem oferecer maiores externalidades de aglomeração associadas à diversidade produtiva e tecnológica existente. Dessa forma, a atração de trabalhadores formais mais habilidosos e produtivos pode refletir a existência de uma demanda especializada, que gere maiores retornos a esses atributos. Nesse sentido, as características não observadas de firmas também podem estar incluídas nos fatores não observados do modelo.

As evidências para os trabalhadores formais das regiões Norte e Nordeste sugeriram ganhos salariais de aglomeração associados às externalidades da educação. Nas regiões do Centro-Sul do Brasil, os resultados mostraram que essas regiões seriam mais beneficiadas com a concentração de trabalhadores habilidosos ou firmas mais produtivas do que com os efeitos da aglomeração sobre a educação. Portanto, o padrão regional da distribuição dos ganhos de aglomeração sobre os retornos à educação no mercado de trabalho formal não favoreceu as áreas mais dinâmicas do Brasil, particularmente o Sudeste. Esse padrão foi mais favorável às áreas metropolitanas das regiões Norte e Nordeste, que ampliaram o retorno à educação a partir dos ganhos de aglomeração. O presente estudo contribui para a literatura de diferenciais salariais ao considerar que os ganhos de aglomeração sobre os retornos à educação podem contribuir para a redução das desigualdades salariais no mercado de trabalho formal entre as regiões do Brasil. Nessas condições, políticas públicas para as regiões Norte e Nordeste devem levar em consideração a importância da educação para o aproveitamento dos benefícios de densidade urbana.

Por fim, uma possível extensão deste artigo é avaliar quais são as causas dos efeitos de localização negativos e significantes encontradas em algumas regiões metropolitanas do Brasil, em detrimento de outras áreas. Para tanto, é necessário investigar a dinâmica socioeconômica específica a cada região metropolitana, no período analisado.

REFERÊNCIAS

ABEL, J. R.; DEY, I.; GABE, T. M. **Productivity and the density of human capital**. New York: Federal Reserve Bank of, sept. 2011. (Staff Reports, n. 440).

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil. *In*: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. 740 p.

BECKER, G. S. **Human capital**: a theoretical and empirical analysis with special reference to education. 1. ed. The University of Chicago Press, 1964.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Previdência Social. **Programa de disseminação de estatísticas do trabalho (PDET)**. Orientações para uso: Relação Anual de Informações Sociais – Migração (Rais-Migra). MTPS, 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/qBGJbG>>. Acesso em: 2 maio 2011.

_____. **Relação Anual de Informações Sociais e Migração (Rais-Migra)**. MTPS, 2011. Disponível em: <goo.gl/niSML>. Acesso em: 20 dez. 2011.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI P. K. **Microeconometrics using Stata**. Stata Press, College Station, 2009. 692 p.

CAMPOS, F. M.; SILVEIRA NETO, R. M. A importância da dimensão do mercado de trabalho para os diferenciais de participação e salários entre gêneros: uma análise empírica para os centros urbanos brasileiros. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC, 37, 2009, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: Anpec, 2009.

CRUZ, B. O.; NATICCHIONI, P. Falling urban wage premium and inequality trends: evidence for Brazil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC, 40., 2012, Porto de Galinhas, Pernambuco. **Anais...** Porto de Galinhas: Anpec, 2012.

FALCÃO, N.; SILVEIRA NETO, R. Concentração espacial de capital humano e externalidades: o caso das cidades brasileiras. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC, 35. 2007, Recife, Pernambuco. **Anais...** Recife: Anpec, 2007.

FREGUGLIA, R. S.; MENEZES-FILHO, N. A. Inter-regional and inter-industry wage differentials with individual heterogeneity: estimates using brazilian data. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC, 35. 2007, Recife, Pernambuco. **Anais...** Recife: Anpec, 2007.

_____. Inter-regional wage differentials with individual heterogeneity. **The annals of regional science**, v. 49, n.1, p. 17-34, 2012.

GLAESER, E.; MARÉ, D. C. Cities and skills. **Journal of Labor Economics**, v. 19, n. 2, p. 316-342, 2001.

_____. Cities and skills. **National Bureau of Economic Research**, 1994. (NBER Working Papers, n. 4728).

GLAESER, E.; RESSEGER, M. G. The complementarity between cities and skills. **National Bureau of Economic Research**, 2009. (NBER Working Papers, n. 15103).

HALFDANARSON, B.; HEUERMAN, D. F.; SÜDEKUM, J. Human capital externalities and the urban wage premium: two literatures and their interrelations. **Discussion Paper**. The Institute for the Study of Labor (IZA), n. 3493, may 2008.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad)**. Rio de Janeiro, v. 31, p.1-135, 2011.

_____. **Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)**. IBGE, 2012. Disponível em: <<http://goo.gl/SK13pP>>. Acesso em: 5 maio 2012.

_____. **Sinopse preliminar do censo demográfico**. IBGE, 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/7UAqsY>>. Acesso em: 17 out. 2012.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, 2006.

LANGONI, C. G. **Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil**. 3. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2005. 280 p.

MENEZES-FILHO, N. A.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Educação e queda recente da desigualdade no Brasil. *In*: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, v. 2, 552 p., 2007.

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

MINCER, J. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. **Journal of Political Economy**, v. 66, n. 4, p. 281-302, 1958.

NERI, M. O retorno da educação no mercado de trabalho. Instituto Brasileiro de Economia (IBRE/FGV), Centro de Políticas Sociais (Pesquisas), 2005. Disponível em: <<http://cps.fgv.br/>>. Acesso em: 5 maio 2012.

RAUCH, J. Productivity gains from geographic concentration of human Capital: Evidence from Cities. **Journal of Urban Economics**, n. 34, p. 380-400, 1993.

ROCHA, R. M.; SILVEIRA NETO, R. M.; GOMES, S. M. F. P. O. **Maiores cidades, maiores habilidades produtivas: ganhos de aglomeração ou atração de habilitados? Uma análise para as cidades brasileiras**. *In*: FÓRUM

BNB DE DESENVOLVIMENTO, 17. ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 16., jul., 2011, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: BNB, 2011.

SERVO, L.; AZZONI, C. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. **Papers in Regional Science**, v. 81, n. 2, p.157-175, 2002.

SILVEIRA NETO, R.; AZZONI, C. Disparidades regionais de renda no Brasil: qual o papel das amenidades? *In*: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA – ANPECNORDESTE, 9., 2004, Fortaleza, Ceará. **Anais...** Fortaleza: Anpec Nordeste, 2004.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology (MIT), 740 p., 2002.

YANKOW, J. J. Why do cities pay more? An empirical examination of some competing theories of the urban wage premium. **Journal of Urban Economics**, v. 60, p. 139-161, 2006.

APÊNDICE

TABELA A. 1
Resultados das estimações (1995-2008)

Variáveis	Variável dependente: $\ln w$ (logaritmo natural do salário real)											
	Pooled OLS				Efeito Aleatório (EA)				Efeito Fixo (EF)			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)
Constante	5,1922 ³ (0,0070)	5,2116 ³ (0,0068)	5,1462 ³ (0,0065)	5,1520 ³ (0,0065)	6,1123 ³ (0,0067)	6,0906 ³ (0,0066)	6,0520 ³ (0,0065)	6,0616 ³ (0,0065)	6,8857 ³ (0,0028)	6,8862 ³ (0,0028)	6,9029 ³ (0,0029)	6,9175 ³ (0,0029)
Características do trabalhador												
<i>educ2</i>	0,3575 ³ (0,0034)	0,2708 ³ (0,0033)	0,2616 ³ (0,0031)	0,2349 ³ (0,0032)	0,0506 ³ (0,0026)	0,0472 ³ (0,0027)	0,0475 ³ (0,0026)	0,0292 ³ (0,0028)	0,0342 ³ (0,0027)	0,0340 ³ (0,0027)	0,0337 ³ (0,0027)	0,0065 ¹ (0,0029)
<i>educ3</i>	0,8360 ³ (0,0034)	0,7604 ³ (0,0033)	0,7365 ³ (0,0031)	0,7303 ³ (0,0032)	0,1394 ³ (0,0027)	0,1422 ³ (0,0027)	0,1485 ³ (0,0027)	0,1454 ³ (0,0029)	0,0534 ³ (0,0027)	0,0532 ³ (0,0027)	0,0518 ³ (0,0027)	0,0296 ³ (0,0029)
<i>educ4</i>	1,5127 ³ (0,0034)	1,4324 ³ (0,0033)	1,3876 ³ (0,0032)	1,4217 ³ (0,0033)	0,3222 ³ (0,0028)	0,3319 ³ (0,0028)	0,3458 ³ (0,0028)	0,3852 ³ (0,0030)	0,1603 ³ (0,0028)	0,1601 ³ (0,0028)	0,1572 ³ (0,0028)	0,1739 ³ (0,0031)
<i>idade</i>	0,0592 ³ (0,0003)	0,0610 ³ (0,0003)	0,0540 ³ (0,0003)	0,0541 ³ (0,0003)	0,0423 ³ (0,0002)	0,0428 ³ (0,0002)	0,0426 ³ (0,0002)	0,0420 ³ (0,0002)				
<i>idade2</i>	-0,0007 ³ (0,0000)	-0,0007 ³ (0,0000)	-0,0006 ³ (0,0000)	-0,0006 ³ (0,0000)	-0,0005 ³ (0,0000)	-0,0005 ³ (0,0000)	-0,0005 ³ (0,0000)	-0,0005 ³ (0,0000)				
<i>dsexo</i> (mulher=1)	-0,5350 ³ (0,0007)	-0,5249 ³ (0,0007)	-0,4209 ³ (0,0007)	-0,4197 ³ (0,0007)	-0,3729 ³ (0,0023)	-0,3709 ³ (0,0022)	-0,3415 ³ (0,0021)	-0,3441 ³ (0,0021)				
<i>Exp</i>	0,0000 ³ (0,0000)	0,0002 ³ (0,0000)	0,0007 ³ (0,0000)	0,0007 ³ (0,0000)	0,0006 ³ (0,0000)	0,0006 ³ (0,0000)	0,0005 ³ (0,0000)	0,0005 ³ (0,0000)	0,0010 ³ (0,0000)	0,0010 ³ (0,0000)	0,0009 ³ (0,0000)	0,0009 ³ (0,0000)
<i>exp2</i>	0,0000 ³ (0,0000)	0,0000 ³ (0,0000)	0,0000 ³ (0,0000)	0,0000 ³ (0,0000)	0,0000 ³ (0,0000)	0,0000 ³ (0,0000)	0,0000 ³ (0,0000)	0,0000 ³ (0,0000)	-0,0000 ³ (0,0000)	-0,0000 ³ (0,0000)	-0,0000 ³ (0,0000)	-0,0000 ³ (0,0000)
Dummies de localização												
Rm	0,2244 ³ (0,0007)				0,0976 ³ (0,0011)				0,0343 ³ (0,0012)			
Baixada Santista		0,3667 ³ (0,0034)	0,3439 ³ (0,0033)			0,1599 ³ (0,0064)	0,1721 ³ (0,0063)		0,0170 ¹ (0,0075)	0,0195 ² (0,0075)		
Belém		-0,1825 ³ (0,0027)	-0,1385 ³ (0,0026)			-0,0952 ³ (0,0058)	-0,1041 ³ (0,0057)		-0,0161 ¹ (0,0075)	-0,0254 ³ (0,0074)		
Belo Horizonte		0,2832 ³ (0,0015)	0,2528 ³ (0,0014)			0,1246 ³ (0,0028)	0,1089 ³ (0,0028)		0,0253 ³ (0,0033)	-0,0008 (0,0033)		
Campinas		0,5209 ³ (0,0025)	0,4017 ³ (0,0024)			0,1797 ³ (0,0038)	0,1753 ³ (0,0038)		0,0396 ³ (0,0042)	0,0290 ³ (0,0042)		
Curitiba		0,2296 ³ (0,0018)	0,2175 ³ (0,0017)			0,1526 ³ (0,0034)	0,1373 ³ (0,0034)		0,0749 ³ (0,0041)	0,0494 ³ (0,0041)		
Florianópolis		0,1754 ³ (0,0027)	0,2299 ³ (0,0026)			0,1538 ³ (0,0056)	0,1462 ³ (0,0055)		0,0733 ³ (0,0071)	0,0452 ³ (0,0071)		
Fortaleza		-0,2073 ³ (0,0023)	-0,2222 ³ (0,0022)			-0,1156 ³ (0,0051)	-0,1339 ³ (0,0050)		-0,0139 ¹ (0,0066)	-0,0277 ³ (0,0066)		
Goiânia		0,0334 ³ (0,0025)	0,0611 ³ (0,0024)			-0,0370 ³ (0,0055)	-0,0494 ³ (0,0054)		-0,0407 ³ (0,0072)	-0,0604 ³ (0,0072)		
João Pessoa		-0,7894 ³ (0,0032)	-0,7436 ³ (0,0031)			-0,2875 ³ (0,0074)	-0,3133 ³ (0,0072)		0,0057 (0,0099)	-0,0098 (0,0099)		
Londrina		0,0966 ³ (0,0043)	0,0774 ³ (0,0041)			0,0323 ³ (0,0084)	0,0439 ³ (0,0082)		-0,0177 (0,0101)	-0,0097 (0,0101)		
Macapá		0,5833 ³ (0,0085)	0,6133 ³ (0,0081)			0,2616 ³ (0,0174)	0,2942 ³ (0,0171)		0,1434 ³ (0,0216)	0,1651 ³ (0,0215)		
Maceió		-0,1372 ³ (0,0041)	-0,1439 ³ (0,0039)			-0,0202 ³ (0,0083)	-0,0331 ³ (0,0081)		0,0688 ³ (0,0101)	0,0437 ³ (0,0101)		
Maringá		-0,0038 (0,0058)	-0,0173 ² (0,0055)			-0,0440 ³ (0,0107)	-0,0283 ² (0,0105)		-0,0770 ³ (0,0125)	-0,0654 ³ (0,0125)		
Natal		-0,1173 ³ (0,0050)	-0,1705 ³ (0,0048)			-0,0523 ³ (0,0073)	-0,0589 ³ (0,0072)		-0,0080 (0,0079)	-0,0124 (0,0079)		
N/NE Catarinense		0,4250 ³ (0,0056)	0,2197 ³ (0,0053)			0,1458 ³ (0,0098)	0,1224 ³ (0,0096)		0,0575 ³ (0,0112)	0,0442 ³ (0,0112)		

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Variável dependente: $\ln w$ (logaritmo natural do salário real)											
	Pooled OLS				Efeito Aleatório (EA)				Efeito Fixo (EF)			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)
Porto Alegre		0,2615 ³ (0,0017)	0,2198 ³ (0,0016)			0,1102 ³ (0,0027)	0,1015 ³ (0,0026)			0,0401 ³ (0,0030)	0,0283 ³ (0,0030)	
Recife		-0,0666 ³ (0,0026)	-0,1023 ³ (0,0024)			-0,0374 ³ (0,0051)	-0,0453 ³ (0,0050)			0,0235 ³ (0,0063)	0,0199 ³ (0,0063)	
Rio de Janeiro		0,1914 ³ (0,0013)	0,1785 ³ (0,0012)			0,0823 ³ (0,0024)	0,0691 ³ (0,0023)			0,0173 ³ (0,0029)	-0,0056 (0,0029)	
Salvador		-0,0372 ³ (0,0020)	-0,0222 ³ (0,0019)			0,0739 ³ (0,0040)	0,0640 ³ (0,0039)			0,1218 ³ (0,0049)	0,1119 ³ (0,0049)	
São Luís		-0,1413 ³ (0,0035)	-0,1210 ³ (0,0033)			-0,0689 ³ (0,0058)	-0,0817 ³ (0,0057)			0,0143 ³ (0,0064)	0,0052 (0,0064)	
São Paulo		0,4239 ³ (0,0009)	0,3818 ³ (0,0009)			0,1818 ³ (0,0017)	0,1776 ³ (0,0017)			0,0419 ³ (0,0020)	0,0264 ³ (0,0020)	
Vale do Aço		0,3838 ³ (0,0056)	0,1954 ³ (0,0053)			0,1466 ³ (0,0116)	0,1324 ³ (0,0113)			0,0014 (0,0144)	0,0022 (0,0143)	
Vale do Itajaí		0,2677 ³ (0,0049)	0,1219 ³ (0,0047)			0,0531 ³ (0,0090)	0,0358 ³ (0,0088)			0,0065 (0,0104)	-0,0019 (0,0104)	
Vitória		0,1288 ³ (0,0034)	0,0911 ³ (0,0033)			0,0590 ³ (0,0064)	0,0495 ³ (0,0063)			-0,0015 (0,0076)	-0,0166 ³ (0,0075)	
Características do trabalho												
<i>A: Agricultura, pecuária, silvicultura e exploração florestal</i>			0,0626 ³ (0,0023)	0,0688 ³ (0,0023)			0,0349 ³ (0,0027)	0,0362 ³ (0,0027)			0,0583 ³ (0,0029)	0,0575 ³ (0,0029)
<i>B: Pesca</i>			0,0559 ¹ (0,0249)	0,0491 ¹ (0,0248)			0,0567 ² (0,0192)	0,0601 ² (0,0192)			0,0517 ² (0,0192)	0,0516 ² (0,0192)
<i>C: Indústria extrativa</i>			0,5697 ³ (0,0052)	0,5698 ³ (0,0051)			0,1581 ³ (0,0054)	0,1587 ³ (0,0054)			0,0986 ³ (0,0055)	0,0978 ³ (0,0055)
<i>D: Indústria de transformação</i>			0,4870 ³ (0,0010)	0,4857 ³ (0,0010)			0,1587 ³ (0,0017)	0,1588 ³ (0,0017)			0,1046 ³ (0,0020)	0,1028 ³ (0,0020)
<i>E: Produção e distribuição de eletricidade, gás e água</i>			0,7356 ³ (0,0021)	0,7316 ³ (0,0020)			0,3179 ³ (0,0036)	0,3162 ³ (0,0036)			0,1530 ³ (0,0042)	0,1507 ³ (0,0042)
<i>F: Construção</i>			0,3573 ³ (0,0031)	0,3564 ³ (0,0031)			0,0375 ³ (0,0028)	0,0379 ³ (0,0028)			-0,0051 (0,0028)	-0,0071 ¹ (0,0028)
<i>G: Comércio, reparação de veículos, obj. pessoais e dom.</i>			0,2548 ³ (0,0016)	0,2557 ³ (0,0016)			0,0420 ³ (0,0020)	0,0426 ³ (0,0020)			0,0107 ³ (0,0022)	0,0096 ³ (0,0022)
<i>H: Alojamento e alimentação</i>			0,0741 ³ (0,0035)	0,0738 ³ (0,0035)			-0,0756 ³ (0,0049)	-0,0757 ³ (0,0049)			-0,0521 ³ (0,0053)	-0,0538 ³ (0,0053)
<i>I: Transporte, armazenagem e comunicações</i>			0,3786 ³ (0,0016)	0,3777 ³ (0,0016)			0,1200 ³ (0,0024)	0,1215 ³ (0,0024)			0,0825 ³ (0,0027)	0,0821 ³ (0,0027)
<i>J: Intermediação financeira e serviços relacionados</i>			0,8081 ³ (0,0018)	0,8025 ³ (0,0018)			0,3841 ³ (0,0028)	0,3836 ³ (0,0028)			0,1846 ³ (0,0032)	0,1825 ³ (0,0032)
<i>K: Atividade imobiliária, alugueis e serv. prestados/empresas</i>			0,3110 ³ (0,0015)	0,3131 ³ (0,0015)			0,0643 ³ (0,0016)	0,0639 ³ (0,0016)			0,0196 ³ (0,0017)	0,0175 ³ (0,0017)
<i>M: Educação</i>			0,2299 ³ (0,0016)	0,2208 ³ (0,0016)			-0,0141 ³ (0,0016)	-0,0157 ³ (0,0016)			-0,0649 ³ (0,0016)	-0,0667 ³ (0,0016)
<i>N: Saúde e serviços sociais</i>			0,1931 ³ (0,0016)	0,1917 ³ (0,0016)			0,0673 ³ (0,0018)	0,0684 ³ (0,0018)			0,0560 ³ (0,0019)	0,0562 ³ (0,0019)
<i>O: Outros serviços coletivos, sociais e pessoais</i>			0,2369 ³ (0,0019)	0,2342 ³ (0,0019)			0,0326 ³ (0,0019)	0,0321 ³ (0,0019)			-0,0005 (0,0020)	-0,0018 (0,0020)

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente: $\ln w$ (logaritmo natural do salário real)												
Variáveis	Pooled OLS				Efeito Aleatório (EA)				Efeito Fixo (EF)			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)
P: Serviços domésticos			0,1767 ² (0,0591)	0,1766 ² (0,0589)			0,1382 ³ (0,0305)	0,1350 ³ (0,0305)			0,1056 ³ (0,0300)	0,1025 ³ (0,0300)
Q: Organismos internacionais e instituições extraterritoriais			0,7110 ³ (0,0383)	0,7137 ³ (0,0381)			0,1468 ³ (0,0221)	0,1432 ³ (0,0221)			0,0690 ² (0,0219)	0,0646 ² (0,0219)
emp p			-0,2974 ³ (0,0010)	-0,3012 ³ (0,0010)			-0,1328 ³ (0,0010)	-0,1331 ³ (0,0010)			-0,1168 ³ (0,0011)	-0,1164 ³ (0,0011)
emp m			-0,0688 ³ (0,0009)	-0,0724 ³ (0,0009)			-0,0489 ³ (0,0008)	-0,0489 ³ (0,0008)			-0,0443 ³ (0,0008)	-0,0440 ³ (0,0008)
Efeitos temporais												
Dummies de tempo (1996-2008)	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
RM ensino fundamental												
Baixada Santista				0,4449 ³ (0,0052)				0,1746 ³ (0,0082)				0,0186 ¹ (0,0093)
Belém				-0,1951 ³ (0,0048)				-0,1894 ³ (0,0071)				-0,1179 ³ (0,0084)
Belo Horizonte				0,2763 ³ (0,0026)				0,1370 ³ (0,0037)				0,0101 ¹ (0,0042)
Campinas				0,4068 ³ (0,0039)				0,1951 ³ (0,0055)				0,0341 ³ (0,0060)
Curitiba				0,2330 ³ (0,0032)				0,1293 ³ (0,0049)				0,0235 ³ (0,0058)
Florianópolis				0,3556 ³ (0,0054)				0,1380 ³ (0,0076)				-0,0248 ² (0,0090)
Fortaleza				-0,3355 ³ (0,0039)				-0,1901 ³ (0,0070)				-0,0139 (0,0086)
Goiânia				0,1192 ³ (0,0041)				-0,0893 ³ (0,0072)				-0,0745 ³ (0,0087)
João Pessoa				-0,2470 ³ (0,0078)				-0,0913 ³ (0,0110)				0,1024 ³ (0,0121)
Londrina				0,1177 ³ (0,0069)				0,0218 ¹ (0,0111)				-0,0235 (0,0128)
Macapá				0,6669 ³ (0,0155)				0,3274 ³ (0,0237)				0,1930 ³ (0,0279)
Maceió				-0,2004 ³ (0,0070)				-0,0425 ³ (0,0107)				0,0432 ³ (0,0122)
Maringá				0,0086 (0,0093)				-0,0404 ² (0,0149)				-0,0579 ³ (0,0171)
Natal				-0,0926 ³ (0,0085)				-0,0193 (0,0104)				0,0156 (0,0110)
N/NE Catarinense				0,2902 ³ (0,0081)				0,2210 ³ (0,0131)				0,1166 ³ (0,0153)
Porto Alegre				0,2842 ³ (0,0030)				0,1021 ³ (0,0045)				0,0406 ³ (0,0050)
Recife				-0,1964 ³ (0,0041)				-0,0289 ³ (0,0064)				0,0569 ³ (0,0075)
Rio de Janeiro				0,1937 ³ (0,0020)				0,0731 ³ (0,0031)				0,0135 ³ (0,0035)
Salvador				-0,0460 ³ (0,0040)				0,0447 ³ (0,0053)				0,0757 ³ (0,0060)
São Luís				-0,1003 ³ (0,0079)				-0,0656 ³ (0,0091)				0,0083 (0,0095)
São Paulo				0,4411 ³ (0,0015)				0,2413 ³ (0,0022)				0,0763 ³ (0,0025)
Vale do Aço				0,2515 ³ (0,0085)				0,2095 ³ (0,0132)				0,0492 ² (0,0159)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Variável dependente: $\ln w$ (logaritmo natural do salário real)											
	Pooled OLS				Efeito Aleatório (EA)				Efeito Fixo (EF)			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)
Vale do Itajaí				0,1953 ³ (0,0066)				0,1439 ³ (0,0113)				0,0972 ³ (0,0133)
Vitória				0,0781 ³ (0,0069)				0,1228 ³ (0,0098)				0,0689 ³ (0,0109)
RM ensino médio												
Baixada Santista				0,3173 ³ (0,0057)				0,1352 ³ (0,0077)				-0,0011 (0,0086)
Belém				-0,2417 ³ (0,0039)				-0,0980 ³ (0,0064)				0,0174 ¹ (0,0078)
Belo Horizonte				0,3167 ³ (0,0024)				0,2209 ³ (0,0032)				0,1142 ³ (0,0037)
Campinas				0,3657 ³ (0,0043)				0,1428 ³ (0,0050)				0,0042 (0,0054)
Curitiba				0,2169 ³ (0,0029)				0,1545 ³ (0,0041)				0,0672 ³ (0,0048)
Florianópolis				0,2721 ³ (0,0043)				0,1169 ³ (0,0064)				-0,0051 (0,0078)
Fortaleza				-0,2629 ³ (0,0036)				-0,1307 ³ (0,0058)				-0,0260 ³ (0,0071)
Goiânia				0,0096 ¹ (0,0039)				-0,0472 ³ (0,0062)				-0,0573 ³ (0,0075)
João Pessoa				-0,2414 ³ (0,0085)				-0,0982 ³ (0,0106)				0,1081 ³ (0,0114)
Londrina				0,0609 ³ (0,0072)				0,0647 ³ (0,0097)				0,0180 (0,0112)
Macapá				0,6694 ³ (0,0115)				0,3804 ³ (0,0188)				0,2618 ³ (0,0230)
Maceió				-0,1661 ³ (0,0066)				0,0109 (0,0095)				0,0722 ³ (0,0110)
Maringá				-0,0329 ² (0,0102)				-0,0321 ¹ (0,0134)				-0,0522 ³ (0,0151)
Natal				-0,3090 ³ (0,0069)				-0,0746 ³ (0,0091)				-0,0127 (0,0098)
N/NE Catarinense				0,1647 ³ (0,0082)				0,0835 ³ (0,0116)				0,0086 (0,0133)
Porto Alegre				0,3148 ³ (0,0028)				0,0934 ³ (0,0037)				0,0125 ² (0,0041)
Recife				-0,1656 ³ (0,0041)				-0,0463 ³ (0,0061)				0,0390 ³ (0,0072)
Rio de Janeiro				0,1727 ³ (0,0021)				0,0628 ³ (0,0029)				-0,0216 ³ (0,0034)
Salvador				-0,0473 ³ (0,0028)				0,0466 ³ (0,0044)				0,1045 ³ (0,0052)
São Luís				-0,2311 ³ (0,0044)				-0,0519 ³ (0,0058)				0,0466 ³ (0,0063)
São Paulo				0,3657 ³ (0,0015)				0,1601 ³ (0,0020)				0,0227 ³ (0,0023)
Vale do Aço				0,1545 ³ (0,0080)				0,0983 ³ (0,0129)				-0,0117 (0,0157)
Vale do Itajaí				0,1185 ³ (0,0089)				0,0296 ² (0,0109)				0,0054 (0,0123)
Vitória				0,1062 ³ (0,0050)				0,0807 ³ (0,0072)				0,0086 (0,0083)
RM ensino superior												
Baixada Santista				0,1701 ³ (0,0064)				0,0525 ³ (0,0083)				-0,0729 ³ (0,0090)
Belém				0,0703 ³ (0,0051)				-0,0058 (0,0081)				0,0202 ¹ (0,0095)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Variável dependente: $\ln w$ (logaritmo natural do salário real)											
	Pooled OLS				Efeito Aleatório (EA)				Efeito Fixo (EF)			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)
Belo Horizonte				0,1415 ³ (0,0024)				-0,0235 ³ (0,0033)				-0,1096 ³ (0,0038)
Campinas				0,4109 ³ (0,0044)				0,1486 ³ (0,0050)				0,0140 ² (0,0053)
Curitiba				0,1713 ³ (0,0028)				0,1033 ³ (0,0040)				0,0257 ³ (0,0045)
Florianópolis				0,0847 ³ (0,0040)				0,1242 ³ (0,0060)				0,0658 ³ (0,0073)
Fortaleza				-0,0768 ³ (0,0041)				-0,0811 ³ (0,0064)				-0,0301 ³ (0,0075)
Goiânia				0,0249 ³ (0,0046)				0,0477 ³ (0,0067)				0,0523 ³ (0,0078)
João Pessoa				-1,0437 ³ (0,0038)				-0,2268 ³ (0,0066)				0,1145 ³ (0,0076)
Londrina				0,0225 ² (0,0072)				0,0109 (0,0102)				-0,0445 ³ (0,0115)
Macapá				0,3936 ³ (0,0167)				0,1590 ³ (0,0226)				0,0604 ¹ (0,0260)
Maceió				-0,0810 ³ (0,0071)				-0,0538 ³ (0,0103)				-0,0087 (0,0118)
Maringá				-0,0555 ³ (0,0093)				-0,0241 (0,0133)				-0,0744 ³ (0,0147)
Natal				0,0245 ¹ (0,0106)				-0,0748 ³ (0,0113)				-0,0351 ² (0,0118)
N/NE Catarinense				0,1676 ³ (0,0130)				0,0434 ³ (0,0132)				0,0004 (0,0139)
Porto Alegre				0,0629 ³ (0,0026)				0,0912 ³ (0,0034)				0,0223 ³ (0,0036)
Recife				0,0843 ³ (0,0047)				-0,0482 ³ (0,0067)				-0,0330 ³ (0,0075)
Rio de Janeiro				0,1368 ³ (0,0022)				0,0307 ³ (0,0031)				-0,0523 ³ (0,0035)
Salvador				-0,0062 (0,0035)				0,0776 ³ (0,0053)				0,1244 ³ (0,0060)
São Luís				0,0062 (0,0078)				-0,0751 ³ (0,0081)				0,0011 (0,0084)
São Paulo				0,3095 ³ (0,0016)				0,1055 ³ (0,0021)				-0,0325 ³ (0,0024)
Vale do Aço				0,1581 ³ (0,0133)				-0,0042 (0,0169)				-0,1074 ³ (0,0187)
Vale do Itajaí				-0,0502 ³ (0,0100)				-0,1055 ³ (0,0119)				-0,1121 ³ (0,0128)
Vitória				0,0412 ³ (0,0056)				-0,0535 ³ (0,0076)				-0,1049 ³ (0,0086)
R2 global	0,3711	0,4110	0,4655	0,4697	0,2450	0,2853	0,3487	0,3517	0,1148	0,1189	0,1622	0,1563
R2 within					0,2274	0,2260	0,2283	0,2296	0,2244	0,2245	0,2291	0,2309
R2 between					0,2800	0,3311	0,4064	0,4092	0,2628	0,2517	0,2917	0,2536
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Hausman								$\chi^2(106) = 408.943,37$				$\chi^2(106) = 408.943,37$
Prob > χ^2								0,000				0,000

Elaboração própria, com base na Rais-Migra (Brasil, 2010).

Obs.: Amostra total de 4.665.388 observações. Resultados obtidos por meio do *software Stata 12*; Erro-padrão entre parênteses.Notas: Significativo a: ¹1%; ²5%; ³10%.

OS DETERMINANTES DA DECISÃO ENTRE ESTUDO E TRABALHO DOS JOVENS NO BRASIL E A GERAÇÃO NEM-NEM

Eduardo Tillmann¹

Flavio Comim²

Este artigo busca identificar características dos jovens ligadas à decisão entre trabalhar e estudar. Para tal, duas definições de trabalho são utilizadas: a de ocupação remunerada e a que inclui os trabalhos sem remuneração, entre estes, a responsabilidade sobre os afazeres domésticos. Na primeira definição, verificou-se a importância do papel da educação dos pais e da renda do domicílio sobre a decisão de acumulação de capital humano dos filhos, reforçando a ideia de que existe uma transmissão intergeracional da educação e de oportunidades. Além disso, a maternidade associou-se às jovens não estarem mais estudando. Por sua vez, a segunda definição permitiu identificar diferenças principalmente para as mulheres jovens. Em geral, os resultados associam as mulheres da geração nem-nem à baixa escolaridade, ao meio rural, ao casamento e à maternidade. Uma comparação entre as duas definições de trabalho indica que na definição mais abrangente o efeito de residir no meio rural e do casamento intensifica-se nas chances das jovens serem nem-nem, enquanto a maternidade passa a indicar maior propensão de estarem apenas trabalhando. Dessa forma, o artigo destaca a necessidade de se buscar instrumentos que permitam a elas uma maior conciliação entre os afazeres domésticos, o mercado de trabalho e os estudos.

Palavras-chave: jovens; Brasil; nem-nem; tarefas domésticas.

THE DETERMINANTS OF YOUNG PEOPLE'S DECISION BETWEEN STUDY AND WORK IN BRAZIL AND THE NEET GENERATION

This article seeks to identify the characteristics related to the decision of youngsters between work and school. For that, two definitions of labor are considered: paid occupation and another that also includes work without compensation, such as the responsibility for housework. The first definition highlights the importance of the role of parents' education and household income on children's human capital accumulation decision, reinforcing the idea that there is an intergenerational transmission of education and opportunities. In addition, motherhood was associated with youngsters not being in school. The second definition allowed the identification of differences mainly regarding young women. In general, the results associate NEET women with low schooling, inhabiting in rural areas, marriage and motherhood. A comparison between the two definitions of labor indicates that in the broader definition the effect of inhabiting in rural areas and of marriage is more intense with the chances of young women being NEET, meanwhile motherhood starts indicating a greater chance of them being only working. Thus, this work strengthens the need for instruments that enable women a greater conciliation between housework, market work and study.

Keywords: youth; Brazil; NEET; housework.

JEL: J64. O54. D19.

1. Doutorando em economia aplicada na Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS). *E-mail:* <eduardo.tillmann@ufrgs.br>.

2. Professor adjunto da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS) e da Universidade de Cambridge. *E-mail:* <fvc1001@cam.ac.uk>.

1 INTRODUÇÃO

Atualmente, de acordo com a Pesquisa Nacional de Amostra e Domicílio - Pnad (IBGE, 2011), o Brasil possui 49,1 milhões de jovens entre 15 e 29 anos, o que representa 25% da população total. É um enorme desafio promover um crescimento que seja capaz de garantir uma vida digna a todos esses jovens. Especialmente em um país marcado pela baixa qualidade da educação secundária (Bruns *et al.*, 2012), onde a taxa de fecundidade é de 67 para cada 1.000 adolescentes de 15 a 19 anos (WDI, 2014), e possuidor de uma das taxas mais altas do mundo de homicídio juvenil, resultando em um desperdício econômico estimado em 1,5% do produto interno bruto (Cerqueira; Moura, 2014).

Esses fatores, associados à situação de pobreza, baixa escolaridade, falta de oportunidades e de perspectivas futuras, remetem à dificuldade de inserção social dos jovens no Brasil. Contribuindo, portanto, para o prolongamento do processo de transição para a vida adulta, justificado primeiramente pela extensão da permanência do jovem na escola (Camarano *et al.*, 2006) e, mais recentemente, pelo fenômeno da geração nem-nem,³ isto é, dos jovens que não estudam e não trabalham (Camarano e Kanso, 2012). Estes últimos representam um dos maiores desafios contemporâneos para o desenvolvimento, em função das consequências negativas que a inatividade possui para o futuro desses indivíduos, suas famílias e para a sociedade (Pnud, 2009).

O presente trabalho investiga os determinantes da decisão dos jovens⁴ entre trabalhar e estudar por meio de uma comparação da definição usual de trabalho e uma definição mais abrangente, que inclui trabalhos não remunerados e as tarefas domésticas. O objetivo é buscar identificar diferenças nessas duas definições e possibilitar uma maior compreensão das jovens nem-nem, associadas ao perfil de trabalhadoras domésticas.

Segundo a Pnad (IBGE, 2011), no Brasil, 70% dos jovens que não trabalham e não estudam são mulheres, demonstrando a forte discrepância entre os sexos que existe neste fenômeno. A inclusão das tarefas domésticas como trabalho ajuda a evidenciar algumas particularidades dessas jovens, principalmente no que tange a adoção de políticas inclusivas. Nesse sentido, este trabalho argumenta que essas políticas devem buscar instrumentos que permitiam às jovens conciliar tais tarefas, o que possibilita a permanência delas na escola e no mercado de trabalho.

Este artigo está dividido, além desta introdução, em seis seções. A seção 2, Referencial teórico, trata de uma breve revisão de literatura sobre a importância dos investimentos em capital humano durante a juventude, para, em seguida, expor a

3. Também é comum na literatura encontrar os termos NEETs ou NiNis, que são as siglas em inglês e espanhol, respectivamente, para descrever este fenômeno.

4. A definição de jovens segue a Emenda à Constituição nº 42/2008, que caracteriza a faixa etária dos jovens como de 15 a 29 anos.

problemática dos jovens nem-nem. A seção 3 - Perfil dos jovens no Brasil - apresenta os dados da Pnad (IBGE, 2011), enquanto a seção 4, Método, é dedicada ao método aplicado na presente investigação. Os resultados encontrados, que têm como ênfase os jovens que não trabalham e não estudam estão dispostos em Resultados e discussão, na seção 5, e, por fim, são apresentadas as considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A juventude configura-se como uma faixa de idade bastante propícia para investimentos em capital humano, uma vez que há um horizonte mais longo de tempo para que se recuperem os custos e exista uma maior maturação desses investimentos (Banco Mundial, 2007). Essa é a principal visão da abordagem do capital humano sobre os jovens, uma vez que por ela, a decisão de estudar pode ser entendida como um investimento de longo prazo, contabilizado pelos seus ganhos potenciais sobre os níveis de consumo e renda futuros.

As famílias, portanto, decidem se o jovem deve permanecer nos estudos ou ingressar no mercado de trabalho, tendo em vista que, além de potenciais geradores de renda no presente, eles têm a capacidade de acumular capital humano para o futuro. Essas decisões, no entanto, possuem elevados custos de oportunidade para as famílias, principalmente aquelas em situação de maior vulnerabilidade, especialmente nos países em desenvolvimento, como o Brasil, onde a baixa qualidade da educação favorece o ingresso no mercado de trabalho de muitas crianças e jovens (Gonzaga *et al.*, 2012).

A abordagem microeconômica assume que os indivíduos maximizam bem-estar, de forma a adotar um comportamento consistente no tempo, isto é, os indivíduos tentam fazer o melhor para antecipar as consequências incertas de seus atos. No entanto, essas ações são restritas por recursos limitados, como renda, tempo, memória imperfeita e capacidade de cálculo, e pelas oportunidades disponíveis na economia, que, por sua vez, são amplamente determinadas pela ação privada e coletiva de outros indivíduos e organizações. Na visão de Becker (1965), diferentes restrições são decisivas em diferentes situações, mas a mais fundamental é a do tempo, pois enquanto a quantidade de bens e serviços pode ser expandida, o tempo disponível para consumi-los permanece limitado. Assim, quanto maior a disponibilidade de bens, maior é a valorização dada ao tempo.

A inclusão da dimensão do tempo é fundamental para o estudo das decisões de alocação dos recursos por parte da família, principalmente àquelas que se referem à acumulação de capital humano. Um dos precursores desta literatura, Becker (1991), propõe um modelo em que a família é entendida como uma unidade de tomada de decisão,⁵ que aloca seu tempo entre tarefas domésticas e

5. Isto é, assume-se que os pais agem como se maximizassem uma única função de utilidade.

de mercado, visando à maximização do consumo. Desse modo, as mulheres, em função de características intrínsecas, acabam especializando-se nas tarefas domésticas. Isto é, as diferenças biológicas que levam as mulheres a terem maior compromisso com a maternidade, fazem com que os homens possuam vantagem comparativa no trabalho de mercado, determinando a direção da divisão sexual do trabalho.

Outros modelos mais complexos buscam analisar as desigualdades dentro da família⁶ e explorar diferenças de gênero. Entre esses avanços, destaca-se Hadfield (1999), que liga o incentivo individual para a realização de investimentos em capital humano à busca de um futuro parceiro, e não às diferenças biológicas ou sexuais. Além deste, Albanesi e Olivetti (2009) exploram a ideia de que a diferença de salário entre homens e mulheres surge da crença por parte das firmas de que a incumbência das tarefas domésticas recai mais sobre as mulheres e, como o custo do esforço no trabalho é crescente com as horas gastas nessas tarefas, as firmas acabam por ofertar contratos com menores salários, ou de pagamentos por desempenho a elas.

Em suma, esses modelos racionalizam a divisão sexual do trabalho e corroboram com a ideia de que os homens possuem maiores incentivos a investir em capital humano. Existem, porém, externalidades positivas da promoção desses investimentos junto às mulheres, como a melhora na saúde da família e a diminuição da taxa de fecundidade (Schultz, 2002). Além de ganhos sociais da promoção desses investimentos de forma indiscriminada, conforme apontado por Arrow (1997) e Haveman e Wolfe (1984).

Entre os principais entraves para a acumulação de capital humano por parte das jovens, está a sua responsabilização pelas tarefas domésticas. Nesse sentido, Levison e Moe (1998), Kimmel e Connelly (2006) e Levison *et al.* (2001) argumentam que muitas particularidades das jovens são negligenciadas ao não serem consideradas as atividades domésticas na definição de trabalho, principalmente na adoção de políticas voltadas para incentivar a escolaridade de crianças e adolescentes do sexo feminino. A evidência empírica mostra que esse tipo de trabalho é tão prejudicial à escolaridade quanto o ingresso no mercado de trabalho (Kruger; Berthelom, 2008) e muitas vezes ocorrem devido ao fato dessas jovens substituírem os pais nos cuidados com crianças (Edmonds, 2007).

Além de dificultar o acúmulo de capital humano das mulheres, as tarefas domésticas também afetam seus salários, uma vez que restringem a quantidade de tempo que as mulheres dispõem para o mercado formal. Assim, a responsabilidade pelos afazeres domésticos, dado que o tempo é um recurso finito, pode causar a redução de horas no trabalho ou o seu abandono, o que dificulta o acúmulo de experiência que, por sua vez, está associado positivamente com os salários. De outra forma,

6. Como Chiappori (1992), Manser e Brown (1980) e McElroy e Horney (1981). Para uma revisão mais completa, ver Strauss e Thomas (1995).

as tarefas domésticas podem ter efeito negativo sobre os salários por reduzirem o esforço disponível para as atividades do mercado de trabalho usual, afetando a produtividade e, por consequência, os rendimentos (Becker, 1985; Hersch, 1985).

2.1 Os jovens nem-nem

A literatura analisada até então, é fundamental para se entender o problema da geração nem-nem, isto é, dos jovens que não estudam e não trabalham. Existem diversos estudos que apontam as sérias consequências de longo prazo decorrentes desse fenômeno (Coles *et al.*, 2010; Pardo, 2011; Dorsett e Licchino, 2012). Entre essas consequências, estão a maior probabilidade de se tornarem desempregados, de usarem drogas e álcool, de possuírem saúde precária, de engravidarem na adolescência e de se envolverem no crime. Além disso, Bynner *et al.* (2000), Bynner e Parsons (2002), Popham (2003) e Robson (2008) mostram que jovens nessa categoria são oriundos de famílias mais humildes e estão ligados às más experiências durante o período de educação, tais como, dificuldades de aprendizado e falta de motivação.

Segundo Quintini e Martin (2006), cada vez mais, jovens encontram dificuldades em encontrar emprego e buscam refúgio na inatividade. Um dos motivos para tal, de acordo com Furlong e Cartmel (2007), está no fato de que a transição entre a escola e o trabalho tem sido mais prolongada e mais específica ao indivíduo, em função de reestruturações no mercado de trabalho, do aumento da demanda por trabalhadores mais educados, de práticas mais flexíveis de emprego e da adoção de políticas sociais, o que dificulta, ainda mais, o processo de transição do jovem da adolescência para a vida adulta.

Há, também, um forte viés de gênero dentro da problemática dos nem-nem, uma vez que as mulheres jovens são mais propensas a permanecer em casa para cuidar de irmãos menores, já serem mães ou, ainda, para realizar as atividades domésticas (Chevalier; Viitanen, 2003; Novellino, 2010). Estudo realizado por Costa e Ulysea (2014) mostra que ser mulher e ter filhos estão entre as principais características associadas à propensão de ser nem-nem. Esses pesquisadores, ao analisarem a Pnad, no período de 1992 até 2012, identificaram, no entanto, que houve melhora na inserção dessas mulheres no mercado de trabalho e na escola durante os últimos vinte anos no Brasil.

Estudos voltados para a tomada de decisão dos jovens entre estudar e entrar no mercado de trabalho, como Corseuil, Santos e Foguel (2001), Menezes-Filho *et al.* (2002), dão ênfase à importância da família, gênero, renda e escolaridade nas escolhas efetuadas. Além destes, Alcázar *et al.* (2002) ressaltam que os jovens no meio rural de países sul-americanos têm maior dificuldade de acesso a bens e serviços, o que restringe o acesso à escola e o ingresso no mercado de trabalho, o que faz com que se espere um maior número de jovens que não estudam e não trabalham

nesses locais. O estudo mostra, ainda, que o ambiente rural está associado a uma menor renda familiar e a uma menor escolaridade dos pais, o que perpetua tais dificuldades.

Essa relevância do papel da família no desenvolvimento dos filhos ressalta a existência de uma transmissão intergeracional de oportunidades. No Brasil, porém, a essência deste problema está no *trade-off* entre trabalhar e continuar a educação formal em escolas de baixa qualidade. Segundo Gonzaga *et al.* (2012), isso faz com que o custo de oportunidade dos estudos, principalmente das famílias menos favorecidas, seja muito alto. Desse modo, os autores apontam para a existência de um ciclo vicioso, em função da falta de experiência dos jovens e da exigência, principalmente para se conseguir um trabalho formal, de experiência prévia. O resultado é um mercado de trabalho com muitos trabalhadores em empregos informais, de baixo salário, com poucas chances de promoção e de aumento real no salário.

Em função disso, o Brasil apresenta uma alta taxa de rotatividade no mercado de trabalho para essa faixa etária (Gonzaga, 2003) e, também, uma tendência cíclica na empregabilidade dos jovens. Isto é, eles deixam a escola para ficar um curto período de tempo no setor informal, passam para o setor formal por períodos mais longos e, finalmente, tornam-se autônomos (Cunningham; Salvagno, 2011).

O enfrentamento das causas e das consequências trazidas pelos jovens, em especial os da geração nem-nem, vai ao encontro das propostas dos Objetivos do Milênio⁷ (ONU, 2013), que destacam a necessidade de uma maior igualdade de gênero, principalmente por meio da maior inclusão das mulheres na educação e, também, do alcance do emprego pleno e produtivo e do trabalho decente para todos. Em suma, a busca de melhores condições de vida para mulheres e jovens no Brasil significa contribuir para o florescimento da juventude e, também, reduzir uma das maiores desigualdades, em termos de distribuição de renda do mundo.

3 PERFIL DOS JOVENS NO BRASIL

Nesta seção será apresentado o perfil do jovem no Brasil com base na Pnad de 2011, com a ideia de caracterizar o processo de transição para a vida adulta por intermédio de atributos como sexo, escolaridade, região etc. Para isso, a amostra foi dividida em quatro categorias, de acordo com a atividade que o jovem exerce, levando em consideração a semana de referência, que são: *i*) nem-nem; *ii*) trabalha; *iii*) estuda, *iv*) trabalha e estuda.

Segundo a Pnad (IBGE, 2011), o Brasil possui 49,1 milhões de jovens entre 15 e 29 anos, o que representa 25% da população total. Isso indica um aumento no número de pessoas dentro dessa faixa etária, que nos anos de 1980 e 2000 atendia, respectivamente, por 34,5 milhões e 47 milhões de brasileiros. No entanto,

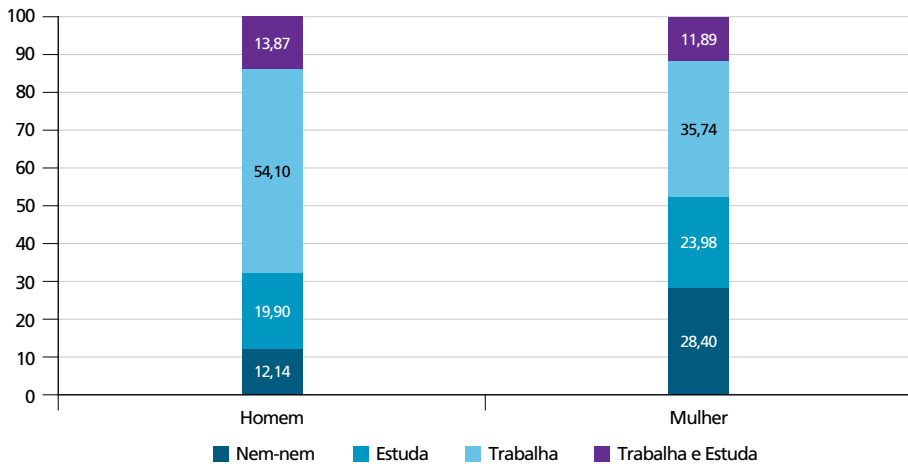
7. Para mais informações, ver <<http://goo.gl/LLE8l>>.

há um declínio no que se refere à proporção da população, que era de 29% em 1980 e 28,3% em 2000. Essa diminuição de percentual é um fenômeno demográfico denominado de “ondas jovens” (Bercovich; Madeira, 1990; Bercovich; Massé, 2004).

No gráfico 1, é apresentada a distribuição dos jovens de acordo com as quatro categorias que indicam a decisão entre frequentar a escola e ingressar no mercado de trabalho, separada por sexo.

GRÁFICO 1

Brasil: distribuição dos jovens de acordo com a categoria e o sexo (2011)
(Em %)



Elaboração dos autores, com base nos microdados da Pnad (IBGE, 2011).

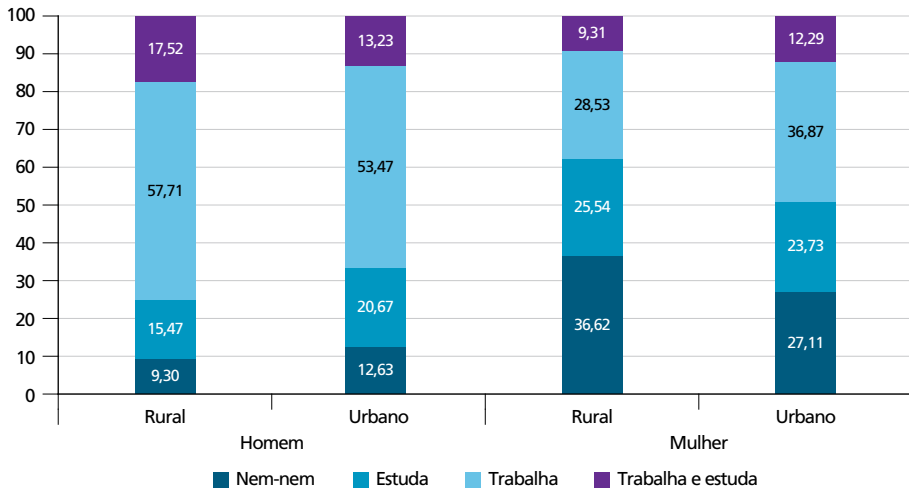
Nota-se que a categoria Trabalha é predominante para os jovens do sexo masculino e do feminino, com 54,10% e 35,74%, respectivamente. Por sua vez, a categoria Nem-nem é a de menor representatividade entre os homens, com 12,14%, e a segunda maior entre as mulheres, com 28,40%. Esses valores realçam a maior propensão dos jovens do sexo masculino em trabalhar, uma questão importante para a desigualdade de gênero.

Vale a pena destacar, também, que existem 10,1 milhões de jovens que se encontram na categoria Nem-nem. Número que reflete a maior dificuldade de ingresso no mercado de trabalho por parte dos jovens, o que faz com que fiquem mais tempo em estado de desemprego (Ilo, 2006), o que é atribuído ao alto grau de volatilidade existente no mercado de trabalho durante essa faixa etária, resultado do tempo e do esforço do jovem em identificar um emprego que se ajuste as suas preferências (Miller, 1984; Quintini, *et al.* 2007; Cunningham, 2009) e, também, por estarem mais sujeitos às flutuações do mercado (Weller, 2007; Pnud, 2009).

No gráfico 2, a seguir, busca-se identificar diferenças entre as categorias de análise, não só por sexo, como também entre as zonas urbana e rural em que os jovens residem.

GRÁFICO 2

Brasil: distribuição dos jovens de acordo com a área de residência (2011)
(Em %)



Elaboração dos autores, com base nos microdados da Pnad (IBGE, 2011).

É possível notar que para os homens a categoria Trabalha predomina, independentemente da localização, com 57,71%, no meio rural, e 53,47%, no urbano. Esse percentual mais elevado na zona rural, aliado ao maior percentual na categoria Trabalha e estuda, de 17,52%, são reflexos das maiores responsabilidades que os jovens residentes na zona rural possuem.⁸ Já as categorias apenas Estuda e Nem-nem apresentam valores superiores na zona urbana, com 20,67% e 12,63%, enquanto, no meio rural, os percentuais ficam em 15,47% e 9,30%, respectivamente.

As mulheres distribuem-se entre as categorias de forma mais homogênea do que os homens estejam elas na zona rural, estejam elas na zona urbana. No meio rural, a categoria de maior relevância para as jovens é a nem-nem, com 36,62%, seguida por trabalhar, 28,53%, enquanto, no meio urbano, essa ordem inverte-se, sendo a principal trabalhar, 36,87%, seguida por nem-nem, 27,16%. Isto é, apesar de percentualmente, a categoria nem-nem é menos representativa no meio urbano, mais de uma em quatro jovens estão nessa condição.

Os percentuais das jovens do sexo feminino que estudam e trabalham no meio urbano e rural é de 12,29% e 9,31%, respectivamente. Isso corrobora com a maior

8. Para mais informações, ver Vieira (2008).

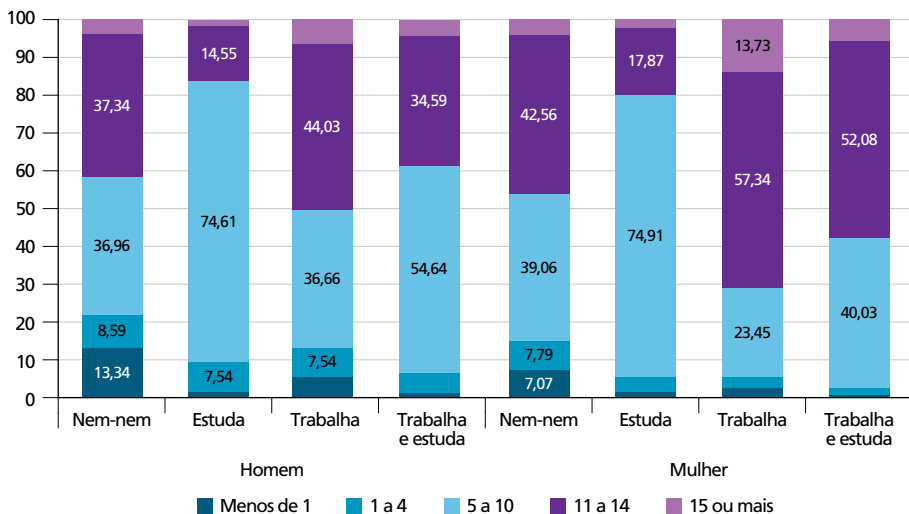
probabilidade dos homens em trabalhar, principalmente no meio rural, onde a parcela de jovens do sexo masculino nessa categoria ultrapassa os 17%. É importante destacar, ainda, que a categoria apenas estuda é superior para as mulheres, tanto no meio rural como no meio urbano, com respectivos 25,54% e 23,73%.

Estudos como o de Alcázar *et al.* (2002) indicam que, em países sul-americanos, os adolescentes no meio rural têm menor acesso a bens e serviços, o que dificulta a frequência escolar e o ingresso no mercado de trabalho. Ainda, o estudo mostra que o ambiente rural está associado a uma menor renda familiar e a uma menor escolaridade dos pais, o que perpetua tais dificuldades. Além disso, os dados da Pnad (IBGE, 2011) indicam que apenas 23% dos homens e 19% das mulheres jovens que trabalham no meio rural possuem carteira assinada, percentuais que aumentam para cerca de 60% entre homens e mulheres no meio urbano. Esse elevado grau de informalidade no emprego dos jovens rurais está ligado, não só ao diferencial de salários em relação ao urbano, mas também ao menor acesso a equipamentos públicos, às baixas condições de vida e à menor média e qualidade do ensino (Ferreira; Alves, 2009).

O tema da escolaridade é mais bem explorado no gráfico 3, em que é apresentada, por intervalos de anos de estudo, a decisão dos jovens entre trabalhar e estudar, separada por sexo.

GRÁFICO 3

Brasil: distribuição dos jovens de acordo com os anos de estudo e a categoria (2011)
(Em %)



Elaboração dos autores, com base nos microdados da Pnad (IBGE, 2011).

As diferenças entre homens e mulheres, observadas no gráfico 3, são menos marcantes do que nos casos anteriores. Em ambos os sexos, os que só trabalham têm, em sua maioria, de 11 a 14 anos de estudo, de forma que 44,03% dos homens e 57,34% das mulheres que decidem apenas trabalhar estão nesse intervalo de escolaridade. O maior percentual encontrado para as jovens reflete a maior propensão da mulher em terminar o ensino médio⁹ e, então, dedicar-se exclusivamente ao trabalho. Essa maior escolaridade da mulher no mercado de trabalho também é refletida na categoria trabalha e estuda, em que o percentual da categoria de 11 a 14 anos de estudo é de 52,08%, enquanto o percentual dos homens fica em apenas 34,59%.

A categoria apenas estuda está mais concentrada no intervalo de 5 a 10 anos de escolaridade, isto é, 74,61% dos homens e 74,91% das mulheres que se dedicam exclusivamente aos estudos estão nesse intervalo de nível escolar. Esses valores justificam-se principalmente em função desse intervalo representar o ensino fundamental e parte do médio, com forte correlação entre esses valores e as idades mais novas.

Por sua vez, a categoria referente aos jovens nem-nem é a que apresenta maior participação relativa de indivíduos com menos de um ano de escolaridade, tanto para mulheres como para homens. A correlação dessa categoria com a baixa escolaridade já foi evidenciada por Camarano e Kanso (2012), da qual as autoras também ressaltam a influência da baixa renda, da raça e da escolaridade do chefe do domicílio sobre a categoria. Apesar dessas questões serem aprofundadas na sequência, é evidente na literatura a preocupação com a influência da escolaridade dos pais nesta questão.¹⁰ Não obstante, é importante ressaltar que a maioria dos jovens nem-nem estão nos grupos de 5 a 10 e de 11 a 14 anos de escolaridade, o que parece estar de acordo com a alta rotatividade dos jovens no mercado de trabalho (Cunningham, 2009; Gonzaga *et al.*, 2012).

A decisão do jovem entre trabalhar e estudar ocorre de forma dinâmica no tempo. Dessa forma, incluir as diferenças dessa alocação entre as idades é fundamental para a identificação dos períodos de maior relevância de cada uma das categorias analisadas e, também, dos períodos sensitivos que compõem a transição para a vida adulta. A participação dos indivíduos em cada categoria, de acordo com a idade, é apresentada no gráfico 4.

Conforme pode ser observado, ambos os sexos possuem predominância da categoria Estuda aos 15 anos de idade, o que corresponde a 75,66% dos homens e 82,98% das mulheres. É importante ressaltar que a categoria Estuda perde espaço para as demais, o que caracteriza o processo de transição para a vida adulta e pode ser entendido como a fase de maior efervescência nas mudanças de *status* (Fussel, 2006; Vieira, 2008).

9. No Brasil, o ensino fundamental corresponde de oito a nove anos de estudo, enquanto o ensino médio corresponde de onze a doze anos de escolaridade.

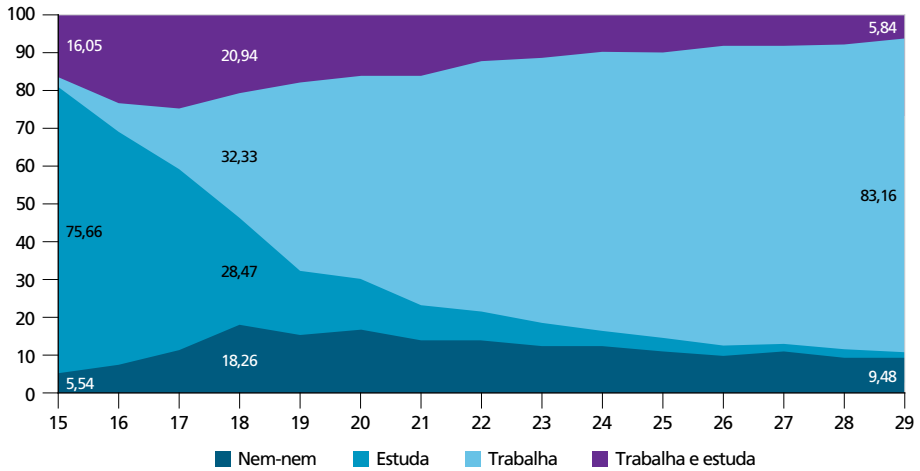
10. Conforme pode ser observado por Corseuil *et al.* (2001), Menezes-Filho *et al.* (2002), Lam e Duryea (1999).

GRÁFICO 4

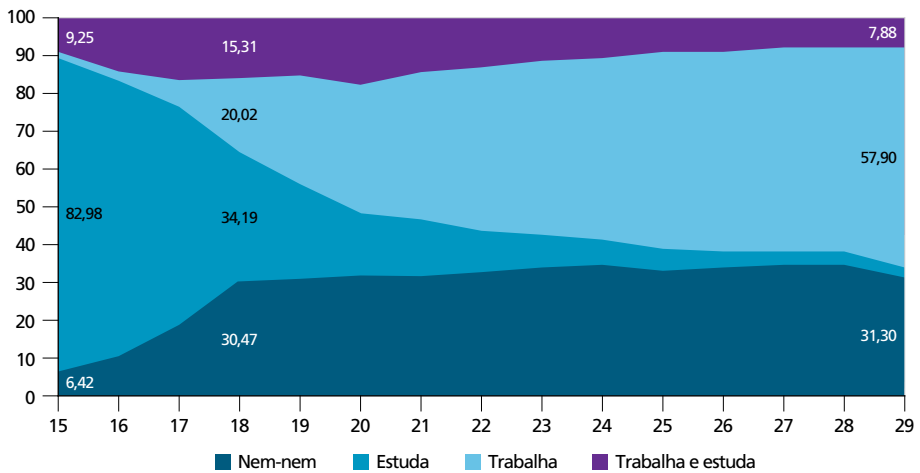
Brasil: idade e categoria dos jovens, separados por sexo (2011)

(Em %)

(a) Distribuição dos homens



(b) Distribuição das mulheres



Elaboração dos autores, com base nos microdados da Pnad (IBGE, 2011).

A categoria Trabalha é a que apresenta maior crescimento. No entanto, este é superior para os homens, uma vez que na idade final da amostra, 83,16% dos homens e apenas 57,9% das mulheres estão nessa categoria. A predominância do trabalho entre os jovens do sexo masculino, também se reflete na categoria Trabalha e estuda e que apesar de não ser tão expressiva, na média, apresenta valores superiores para os homens.

Cabe ressaltar as mudanças que ocorrem quando se passa a analisar os jovens que já atingiram a maior idade, isto é, 18 anos. A partir dessa idade, os homens majoritariamente apenas trabalham, importância que se repete até a última idade analisada. Já entre as mulheres, apenas estudar, perde o posto de predominante aos 19 anos, isto é, um ano mais tarde do que para os homens. Um dos fatores que contribui para este atraso é que tanto a categoria nem-nem, como a categoria apenas trabalha ganham espaço quando as jovens atingem a maioridade.

A relevância da categoria nem-nem entre as mulheres é verificada já a partir dos 18 anos, com 30,47% de representatividade, valor que permanece relativamente constante para as idades subsequentes, culminando com 31,30% na idade limite. Essa importância também é identificada em outros estudos, como Camarano *et al.* (2006), que sugerem uma permanência maior das jovens em casa, para o cuidado de irmãos menores, realização de atividades domésticas e em decorrência da maternidade (Chevalier; Viitanen, 2003; Novellino, 2010). Para os homens, a relevância dessa categoria é bastante distinta. O percentual máximo que ela atinge é de 18,26% aos 18 anos, no entanto, a partir desse ponto, há uma contínua redução do número de jovens nem-nem, que atinge 9,48% aos 29 anos.

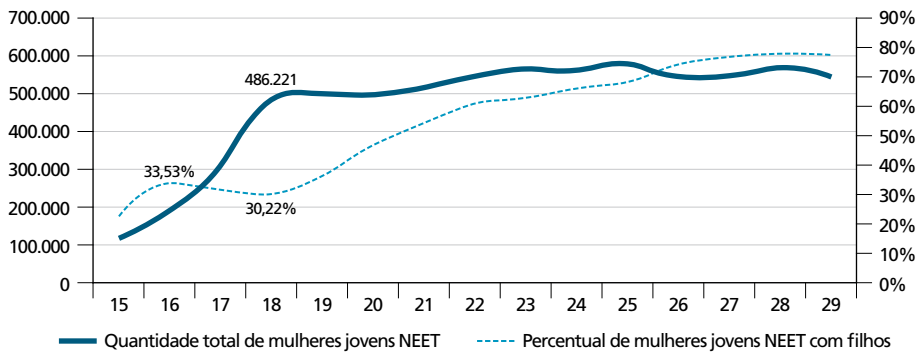
É importante destacar a ocorrência do fenômeno nem-nem entre as mulheres jovens e sua correlação com a maternidade. O motivo, conforme discutido anteriormente, remete à importância do acúmulo de capital humano, fator relevante para a prevenção dos riscos associados à adolescência. Nesse sentido, o gráfico 5 mostra a quantidade total de mulheres nem-nem e o percentual destas com filhos.

As tendências apresentadas pelas curvas no gráfico 5 mostram que apesar de haver uma menor quantidade de mulheres nem-nem nas idades mais novas, o percentual destas com filhos gira em torno de 30%, o que indica uma alta correlação entre ser mãe e a inatividade nessa faixa etária. Estudo realizado pela OECD (2014) mostra que no Brasil, apesar da maior inserção da mulher no mercado de trabalho em termos gerais, parte das jovens, principalmente as que vivem em comunidades mais carentes e sem oportunidades econômicas, ainda veem a maternidade como uma prioridade, reflexo da desigualdade social, uma vez que as jovens de maior nível educacional conseguem postergar a maternidade em função de suas carreiras e estudos. É importante destacar que, a partir dos 18 anos, o número de mulheres nem-nem fica estável em torno de 500 mil, enquanto o percentual das que possuem filhos aumenta até atingir em torno de 80%.

Outro aspecto importante de se destacar é o processo de independência dos jovens. Isso pode ser observado de acordo com a evolução da relação do jovem com o chefe do domicílio. Isto é, quando eles passam o *status* de filhos do chefe do domicílio, chefe ou cônjuge do chefe. O gráfico 6 mostra esta relação separada por sexo.

GRÁFICO 5

Brasil: quantidade total de mulheres jovens nem-nem e o percentual delas com filhos (2011)



Elaboração dos autores, com base nos microdados da Pnad (IBGE, 2011).

Conforme pode ser observado no gráfico para os homens, aos 15 anos de idade, praticamente nenhum jovem é tido como chefe de domicílio, sendo a grande maioria, 86,75%, filhos do chefe. A posição de filho, no entanto, começa a diminuir de relevância nas idades subsequentes, a partir dos indivíduos com 27 anos, essa categoria é ultrapassada em importância pela categoria Chefe. Dessa forma, na idade mais avançada da definição de jovem, os homens chefes de domicílio correspondem a mais de 50% dos indivíduos, enquanto os ainda filhos do chefe eram de apenas 31,53%.

Entre as mulheres, o percentual de filhas do chefe na idade inicial é de 82,26%, bastante semelhante ao dos jovens. No entanto, para as demais idades, há um aumento significativo da categoria Cônjuge do chefe, que representa 39% das jovens de 25 anos, superando o número de filhas do chefe. Já na última idade considerada pela definição de jovem, o percentual de cônjuges torna-se superior a 50%, enquanto o de filhas do chefe é pouco maior que 22%.

A elevada idade em que a maioria dos jovens consegue emancipar-se do domicílio de origem, quando comparada com o alcance da maior idade, vai ao encontro das evidências encontradas na literatura que apontam para o prolongamento da juventude no Brasil (Arruda, 2004; Mello, 2005; Madeira, 2006). Vale ressaltar que a maioria das mulheres tornam-se independentes do domicílio de origem dois anos antes dos homens. Essa evidência é corroborada por estudos demográficos como Vieira (2008), segundo o qual a transição para a vida adulta ocorre de forma precoce para as mulheres, principalmente no meio rural. Isso se justifica uma vez que 25% das cônjuges, com até 18 anos, estão no meio rural – um percentual bastante significativo considerando que neste local vivem apenas 16,5% do total de mulheres nessa faixa etária. Além disso, ao se verificar a relação entre a emancipação

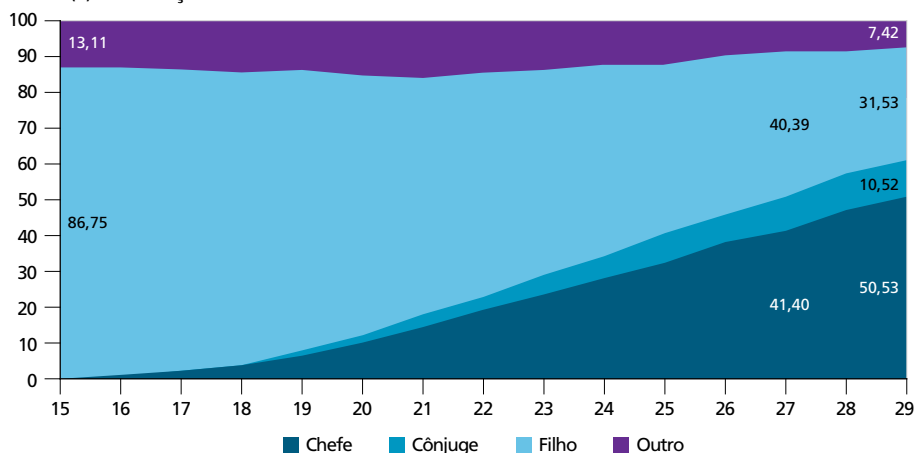
e a gravidez entre as jovens com até de 18 anos, 35,6% das mães nessa faixa etária são cônjuges do chefe do domicílio, enquanto 38% ainda são filhas do chefe. Chama atenção, também, o fato de 17% possuírem outro¹¹ parentesco com o chefe, indicando a importância de famílias compostas por outros laços familiares, como avós e tios.

GRÁFICO 6

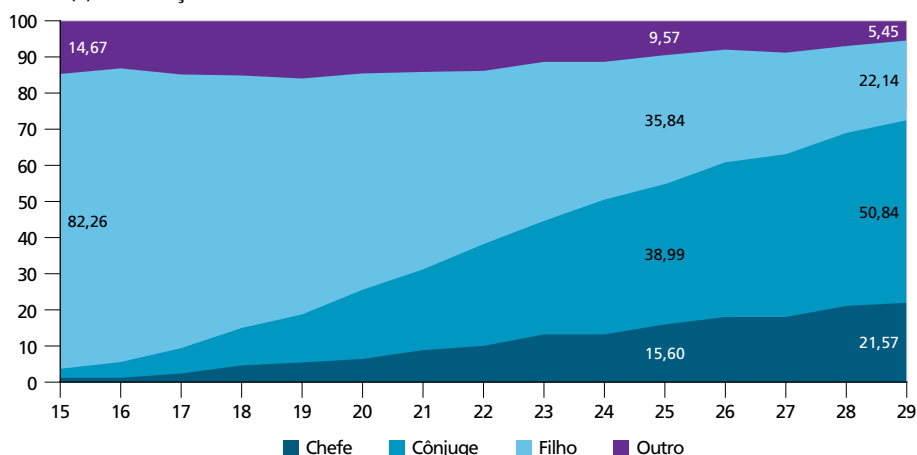
Brasil: idade e posição dos jovens no domicílio em relação ao chefe, separados por sexo (2011)

(Em %)

(a) Distribuição dos homens



(b) Distribuição das mulheres



Elaboração dos autores, com base nos microdados da Pnad (IBGE, 2011).

11. A categoria Outro engloba as demais possibilidades de relação com o chefe do domicílio consideradas pela Pnad, que são: outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico e parente do empregado doméstico.

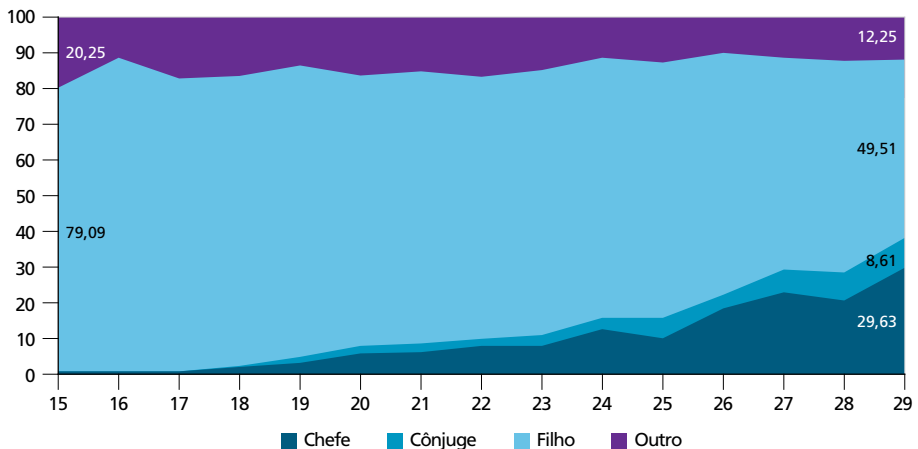
As relações entre os jovens e o chefe do domicílio onde vivem ganha especial relevância para os que não estudam e não trabalham, por permitir a identificação das condições familiares e do nível de responsabilidades assumidas por esses jovens. Essas questões, conforme salientado nas seções anteriores, são extremamente relevantes em termos de desenvolvimento humano e, também, possibilitam um comparativo com a situação dos jovens em geral. Dessa forma, no gráfico 7, destaca-se a relação dos jovens nem-nem com os chefes de domicílio.

GRÁFICO 7

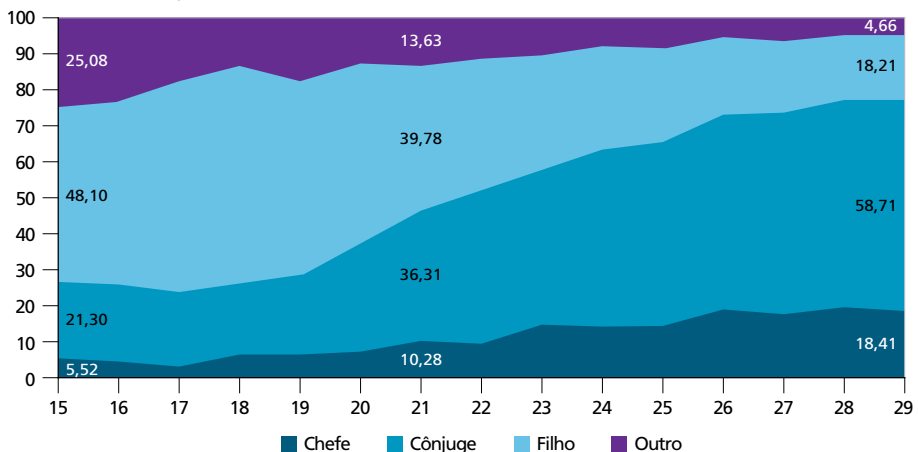
Brasil: idade e posição dos jovens nem-nem no domicílio em relação ao chefe, separados por sexo (2011)

(Em %)

(a) Distribuição dos homens



(b) Distribuição das mulheres



Elaboração dos autores, com base nos microdados da Phad (IBGE, 2011).

O gráfico 7 indica que os jovens nem-nem do sexo masculino são predominantemente considerados como filhos do chefe do domicílio em todas as idades analisadas. Isso mostra o menor dinamismo destes em termos de emancipação do ambiente de origem. Especialmente porque na última idade em consideração há aproximadamente 50% dos jovens nessa condição, um percentual bastante superior aos 31,5% identificados no caso geral.

Já no que tange às mulheres jovens nem-nem, nota-se o elevado percentual das que são consideradas cônjuges do chefe do domicílio, mesmo nas idades iniciais da amostra. Vale ressaltar que, no caso geral, pouco mais de 2% das jovens de 15 anos eram cônjuges do chefe do domicílio, enquanto entre as nem-nem este número é superior a 21%. Essa categoria ultrapassa, ainda, a de ser filha do chefe já aos 21 anos, isto é, quatro anos antes do caso geral. A relevância da categoria cônjuge do chefe é destacada em todas as idades, principalmente na última idade, que corresponde a cerca de 60% das jovens nem-nem.

A predominância de cônjuges do chefe do domicílio entre as nem-nem está altamente ligada à maternidade, uma vez que aproximadamente 55% delas possuem pelo menos um filho. Um percentual que se reduz para 36% quando são consideradas todas as jovens. Conforme já destacado no gráfico 5, há uma elevada ocorrência entre as jovens nem-nem mais novas e a gravidez na adolescência. Destaca-se, também, que 38% das jovens de até 18 anos nessa situação já são cônjuges do chefe do domicílio.

A relação entre gravidez, saída da escola e o posterior comprometimento da inserção no mercado de trabalho, é o tema de diversos estudos. Segundo Miller (2011), nos Estados Unidos, postergar a maternidade aumenta os rendimentos das futuras mães em 9% por ano de adiamento, sendo o impacto maior para mulheres com maior nível de escolaridade. Estudos para o Brasil, como Novellino (2010), Souza *et al.* (2011) e, ainda, Moore e Waite (1981) e Chavalier e Viitanen (2003), no âmbito internacional, associam a maternidade adolescente ao abandono da escola, a baixa escolaridade e a dificuldade de inserção no mercado de trabalho. Os dados da Pnad (IBGE, 2011) indicam que entre as nem-nem que possuem filhos, cerca de 54% têm no máximo o ensino fundamental completo. Isso contribui para o desafio de promover melhores condições de vida para todos, por meio da inclusão das mulheres na educação e no mercado de trabalho.

4 MÉTODO

A base de dados utilizada para a identificação da decisão entre estudo e trabalho dos jovens foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (Pnad) do ano de 2011. A partir dela, foram considerados como jovens os indivíduos entre 15 e 29 anos e,

em função da semana de referência¹² em que foi realizada a pesquisa, eles foram separados por sexo e em quatro grupos, que são: *i*) só trabalha; *ii*) só estuda; *iii*) trabalha e estuda; e *iv*) nem-nem.

Dessa forma, as estimações levaram em conta aspectos do contexto familiar, social e das habilidades dos jovens para, em um primeiro momento, a realização de estimações considerando a definição de trabalho como de ocupação remunerada, isto é, se a pessoa recebeu algum dinheiro, mercadorias ou benefícios pelos serviços prestados, para em seguida, incluir nessa definição o trabalho em ocupações sem remuneração e a responsabilidade pelos afazeres domésticos.

As variáveis¹³ utilizadas podem ser separadas em cinco subcategorias: as características pessoais, que correspondem à idade, à idade ao quadrado, se é filho do chefe do domicílio, a raça, se é casado e, para mulheres, se têm filho;¹⁴ as características da escolaridade do indivíduo, que são representadas por quatro variáveis que indicam intervalos de anos de escolaridade, que são: *i*) 1 a 4; *ii*) 5 a 10; *iii*) 11 a 14; *iv*) e 15 ou mais anos de estudo;¹⁵ características do ambiente domiciliar do indivíduo que correspondem à escolaridade máxima atingida pelo chefe e cônjuge do domicílio, interpretada como *proxy* para a escolaridade dos pais, se o chefe do domicílio trabalha e se a chefe do domicílio é mulher; características locacionais, que incluem o local de residência, se é rural ou não, e a região do país onde reside; e as características das condições do domicílio, que incluem se o jovem recebe alguma outra renda que não deriva do trabalho, como pensão etc., o número de pessoas que residem no domicílio, o número de cômodos desse domicílio e se ele possui esgoto encanado.

É importante salientar que para a identificação correta das características do ambiente domiciliar é necessário fazer uma restrição na amostra utilizada. Em especial, a base de dados não permite identificar os pais dos jovens que vivem sozinhos, o que impossibilita estimar o efeito da escolaridade destes na decisão dos jovens e torna necessária a sua exclusão da amostra. Cabe destacar que as mesmas regressões apresentadas a seguir foram também estimadas para a parte da amostra excluída, desconsiderando-se a variável de escolaridade dos pais, o que não apresentou discordância em termos da direção dos resultados aqui apresentados, reduzindo, portanto, potenciais implicações desta restrição.

A estimação segue a perspectiva de Becker (1965), a qual cada indivíduo busca maximizar seu bem-estar de acordo com suas preferências e sujeito a restrições de

12. A semana de referência da Pnad (IBGE, 2011) corresponde ao período de 18 a 24 de setembro de 2011.

13. A descrição completa das variáveis utilizadas está na tabela A.1 do Apêndice.

14. Esta variável foi apenas considerada para as jovens devido à impossibilidade de captação da informação para os homens, já que a Pnad só faz essa pergunta para as mulheres moradoras de 10 anos ou mais de idade.

15. Também foram considerados os intervalos de escolaridade 0; 1 a 4; 5 a 8; 9 a 11; e 12 ou mais anos de estudo que não apresentaram mudanças significativas nos resultados. Estes estão omitidos do trabalho, mas estão à disposição dos leitores interessados via solicitação.

recursos e preços. Dessa forma, assume-se que cada uma das categorias em análise podem ser representadas por um vetor J , em que $J=(0 - \text{só trabalha; } 1 - \text{só estuda; } 2 - \text{estuda e trabalha; } 3 - \text{nem-nem})$ e que i representa cada indivíduo, de modo que $i = (1, \dots, n)$, a utilidade de cada jovem pode ser definida como:

$$U_{ij} = x'_{ij}\beta + \varepsilon_{ij}, \quad (1)$$

em que x são as características individuais, como idade, educação, raça etc. e β representa os parâmetros estimados para cada uma dessas características. Assim, se o jovem seleciona uma determinada categoria j em particular, assume-se que U_{ij} é máxima entre as J utilidades, de forma que $\Pr(U_{ij} > U_{ik})$ para todo $k \neq j$.

Na intenção de atender ao objetivo do presente trabalho, busca-se verificar como alterações nos elementos de x afetam a probabilidade do jovem estar em cada uma das categorias, isto é, $P(y_i = j | x_i)$. O modelo *logit multinomial*, de acordo com Wooldridge (2010), estima estas probabilidades de modo que:

$$P(y_i = j | x_i) = \frac{e^{x_i\beta_j}}{\sum_{k=0}^3 e^{x_i\beta_k}}, \quad j = 0, 1, 2, 3. \quad (2)$$

É importante ressaltar que este modelo requer uma normalização arbitrária para uma categoria de referência, pois precisa fornecer $J+1$ parâmetros com apenas J equações. Nesse sentido, a interpretação deve ser feita tomando-se uma das categorias de escolha como referência (Greene, 2011). Por fim, uma característica desses modelos é que podem ser representados por taxas de risco relativas, definidas como:

$$\ln \left[\frac{P_{ij}}{P_{ik}} \right] = x'_i(\beta_j - \beta_k) = x'_i\beta_j, \text{ se } k = 0. \quad (3)$$

Essas taxas de risco não dependem das outras escolhas e muitas vezes são utilizadas para facilitar a interpretação dos coeficientes estimados. Vale destacar que essa estimação é conduzida via máxima verossimilhança.¹⁶

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Esta seção apresenta o resultado da aplicação do modelo *logit multinomial* conforme descrito acima. A estimação cuja variável dependente usa a definição de trabalho

16. Para mais informações sobre o procedimento, ver Wooldridge (2010) e Greene (2011).

usual para os homens é apresentada na tabela 1, enquanto a tabela 2 apresenta os resultados para a definição mais ampla de trabalho. Por sua vez, os resultados para as mulheres seguem a mesma ordem dos homens e são apresentados pelas tabelas 3 e 4, posteriormente. É importante ressaltar que o modelo necessita da escolha de uma categoria base, que no presente estudo é a de apenas estudar.

TABELA 1
Taxas de risco relativas da aplicação do modelo *logit multinomial* para os homens jovens – 2011

Variáveis	Nem-nem	Trabalha	Trabalha e estuda	Variáveis	Nem-nem	Trabalha	Trabalha e estuda
Idade	5,982 ¹ (0,462)	12,998 ¹ (0,366)	2,971 ¹ (0,244)	Chefe trab.	0,849 ² (0,026)	1,173 (0,078)	1,271 (0,142)
Idade2	0,966 ¹ (0,001)	0,952 ¹ (0,001)	0,979 ¹ (0,002)	Chefe mulher	1,203 (0,086)	1,110 (0,100)	1,005 (0,042)
Filho	0,954 (0,057)	0,689 ¹ (0,018)	0,922 (0,043)	Nº pessoas	1,129 ³ (0,037)	1,143 ² (0,031)	1,039 (0,017)
Raça	0,852 ² (0,029)	0,839 (0,095)	0,944 (0,052)	Nº cômodos	0,889 ¹ (0,005)	0,879 ¹ (0,011)	0,972 ² (0,005)
Casado	4,266 (2,771)	5,926 ² (2,405)	3,909 (2,608)	Banheiro enc.	0,787 ² (0,043)	0,639 ² (0,057)	0,845 (0,071)
Estudo 1 a 4	0,260 ¹ (0,026)	0,599 ³ (0,087)	0,996 (0,212)	Outra renda	0,927 (0,063)	0,162 ¹ (0,010)	0,536 ³ (0,103)
Estudo 5 a 10	0,127 ¹ (0,007)	0,368 ² (0,065)	1,042 (0,143)	Rural	1,144 ³ (0,044)	2,147 ¹ (0,131)	2,320 ² (0,207)
Estudo 11 a 14	0,303 ² (0,061)	0,872 (0,278)	1,711 ² (0,169)	N	0,524 ² (0,040)	0,415 ¹ (0,027)	0,905 (0,031)
Estudo 15 mais	0,210 ³ (0,102)	0,831 (0,580)	1,199 (0,140)	NE	0,770 (0,078)	0,504 ² (0,070)	0,743 ³ (0,052)
Educação pais primária	1,515 ² (0,071)	1,673 ¹ (0,021)	1,291 ² (0,033)	S	0,889 (0,217)	1,327 (0,320)	1,386 (0,305)
Educação pais superior	0,460 ² (0,081)	0,305 ² (0,056)	0,623 ¹ (0,021)	CO	0,750 (0,074)	0,790 ³ (0,055)	1,160 (0,126)

Elaboração dos autores, com base nos microdados da Pnad (IBGE, 2011).

Notas: ¹, ² e ³ representam significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

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

Conforme pode ser observado, a estimação para os homens jovens mostra que, entre as características pessoais, representada pelas cinco primeiras variáveis da tabela 1, quanto maior a idade do jovem mais ele está propenso a apenas trabalhar, ser nem-nem ou trabalhar e estudar. Esse efeito era esperado, pois a categoria apenas estudar é

a base adotada. Por sua vez, nas idades mais novas muitos dos jovens ainda estão terminando a educação básica. O efeito da idade e do casamento são mais fortes na categoria trabalha, reforçando importantes aspectos da transição para a vida adulta. A variável que indica se o jovem é filho do chefe do domicílio é significativa apenas para a categoria trabalha e implica diminuição na chance relativa de trabalhar em 31%. Ainda, entre as variáveis de características pessoais, a raça, isto é, ser caucasiano, reduz a probabilidade de se tornar nem-nem. Este último resultado evidencia a maior propensão dos caucasianos em permanecer na escola e, assim, acumular mais capital humano.

Os intervalos de anos de escolaridade considerados são estatisticamente significativos em todos seus níveis para os nem-nem e indicam redução na chance de estar nessa categoria. Isto é, a probabilidade de ser nem-nem está mais associada a ter nenhum ou menos de um ano de educação formal. Os intervalos de menor escolaridade, isto é, ter de 1 a 4 e de 5 a 10 anos de estudo, também estão associados a uma diminuição nas chances do jovem estar apenas trabalhando. Já quanto aos intervalos de maior escolaridade, foi verificado que ter entre 11 e 14 anos de estudo está associado a uma maior probabilidade de se estar simultaneamente trabalhando e estudando.

A educação dos pais, já evidenciada como importante fator na decisão entre estudo e trabalho dos jovens no Brasil (Leme; Wajnman, 2000; Corseuil *et al.*, 2001; Menezes-Filho *et al.*, 2002), indica que pais cuja escolaridade é ter no máximo a educação primária completa aumentam a chances relativas dos jovens não estarem estudando. O efeito oposto é encontrado para pais cujo nível de escolaridade é o ensino superior. Isso reflete o fato, também destacado por Corseuil *et al.* (2001), de que pais mais educados teriam mais informações sobre a importância da educação e tenderiam a atribuir maior valor ao tempo gasto por seus filhos em atividades escolares. Ainda, a variável de educação dos pais também pode ser entendida como *proxy* para a renda permanente, de forma que pais mais educados dispõem de mais recursos para investir na educação de seus filhos.

Entre as demais variáveis que representam o ambiente do domicílio, o fato do chefe do domicílio estar empregado é a única com significância estatística, e reduz a probabilidade do jovem ser nem-nem. As variáveis de condições do domicílio, de maneira geral, possuem o efeito esperado, de tal forma que quanto maior o número de pessoas no domicílio, menores são as chances relativas dos jovens estarem estudando. De forma contrária, em relação ao número de cômodos, se a casa possui banheiro encanado e se o jovem recebe alguma renda que não deriva do trabalho, aumenta a possibilidade dos estudos em detrimento das demais categorias.

Entre as variáveis locacionais, estar no meio rural diminui a probabilidade do jovem estudar, aumentando principalmente as chances de trabalhar e estudar ou só trabalhar, reflexo do acesso mais difícil a serviços públicos e de menor qualidade

do ensino, conforme destacado por Ferreira e Alves (2009). Por fim, as variáveis regionais, em comparação com o Sudeste, indicam que no Norte os jovens possuem menores chances relativas de serem nem-nem, enquanto no Norte, Nordeste e Centro-Oeste há menor probabilidade de estarem apenas trabalhando.

Os resultados estimados para a definição mais ampla de trabalho, a que inclui os afazeres domésticos e os trabalhos sem remuneração, são apresentados na tabela 2.

TABELA 2

Resultado do modelo *logit multinomial* para os homens jovens, utilizando a definição de trabalho que inclui os afazeres domésticos – 2011

Variáveis	Nem-nem	Trabalha	Trabalha e estuda	Variáveis	Nem-nem	Trabalha	Trabalha e estuda
Idade	5,397 ¹ (0,421)	9,016 ¹ (0,621)	1,473 ¹ (0,033)	Chefe trab.	0,829 ² (0,018)	1,174 ¹ (0,016)	1,249 ³ (0,091)
Idade2	0,968 ¹ (0,002)	0,960 ¹ (0,001)	0,994 ¹ (0,001)	Chefe mulher	1,151 ³ (0,041)	1,149 (0,103)	1,016 (0,048)
Filho	0,970 (0,043)	0,704 ¹ (0,015)	0,923 (0,075)	Nº pessoas	1,122 ² (0,030)	1,095 ² (0,017)	0,979 ³ (0,005)
Raça	0,788 ² (0,031)	0,721 (0,089)	0,791 ³ (0,053)	Nº cômodos	0,878 ¹ (0,006)	0,860 ¹ (0,008)	0,952 ¹ (0,000)
Casado	3,395 (2,160)	4,894 ² (1,060)	2,714 (1,087)	Banheiro enc.	0,768 ² (0,040)	0,615 ¹ (0,017)	0,814 ¹ (0,012)
Estudo 1 a 4	0,257 ¹ (0,009)	0,628 ³ (0,079)	1,211 (0,200)	Outra renda	1,303 (0,158)	0,303 ¹ (0,034)	0,955 (0,150)
Estudo 5 a 10	0,131 ¹ (0,005)	0,464 ² (0,068)	1,626 ² (0,150)	Rural	0,985 (0,053)	1,817 ¹ (0,029)	1,638 ¹ (0,036)
Estudo 11 a 14	0,272 ² (0,054)	1,025 (0,363)	2,110 ² (0,291)	N	0,536 ² (0,067)	0,606 ² (0,049)	1,363 ² (0,046)
Estudo 15 mais	0,242 ³ (0,111)	1,083 (0,729)	1,901 ² (0,153)	NE	0,779 (0,126)	0,559 (0,132)	0,849 (0,147)
Educação pais primária	1,453 ³ (0,061)	1,512 ¹ (0,035)	1,079 (0,035)	S	1,043 (0,339)	1,862 (0,642)	2,023 (0,592)
Educação pais superior	0,506 ² (0,079)	0,330 ² (0,067)	0,734 ² (0,051)	CO	0,791 (0,094)	0,906 (0,052)	1,320 ² (0,079)

Elaboração dos autores, com base nos dados da Pnad (IBGE, 2011).

Notas: ¹, ² e ³ representam significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

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

Nota-se, ao comparar esses resultados com os valores encontrados anteriormente, que apesar da mudança na definição de trabalho, a tabela 2 não apresenta mudanças significativas nos resultados. Isso ocorre, pois a definição mais ampla engloba principalmente os afazeres domésticos. Estes, por sua vez, são associados às mulheres. Dessa forma, passa-se a analisar os resultados encontrados na estimação dos determinantes da decisão entre estudo e trabalho para as mulheres jovens, que são apresentados na tabela 3.

TABELA 3
Taxas de risco relativas da aplicação do modelo *logit multinomial* para as mulheres jovens – 2011

Variáveis	Nem-nem	Trabalha	Trabalha e estuda	Variáveis	Nem-nem	Trabalha	Trabalha e estuda
Idade	3,246 ¹	5,996 ¹	2,228 ²	Chefe trab.	0,896	1,094 ³	1,165
	(0,270)	(0,098)	(0,337)		(0,095)	(0,029)	(0,073)
Idade2	0,978 ¹	0,967 ¹	0,986 ²	Chefe mulher	1,159	1,258 ²	1,049
	(0,002)	(0,000)	(0,003)		(0,084)	(0,051)	(0,081)
Filho	0,617 ²	0,574 ²	0,882	Nº pessoas	1,159 ³	1,152 ²	1,007
	(0,048)	(0,053)	(0,102)		(0,044)	(0,022)	(0,006)
Raça	0,790 ³	0,808 ²	1,010	Nº cômodos	0,863 ¹	0,862 ¹	0,950 ³
	(0,049)	(0,034)	(0,044)		(0,007)	(0,012)	(0,013)
Tem Filho	5,730 ¹	3,900 ¹	1,387 ³	Banheiro enc.	0,815 ³	0,843	0,901
	(0,508)	(0,320)	(0,131)		(0,049)	(0,056)	(0,077)
Casado	2,794 ²	2,286 ²	1,553 ³	Outra renda	0,837	0,510 ²	0,728 ²
	(0,310)	(0,216)	(0,163)		(0,105)	(0,058)	(0,035)
Estudo 1 a 4	0,252 ²	0,567	0,674	Rural	1,238 ³	1,119	1,091 ²
	(0,074)	(0,145)	(0,397)		(0,074)	(0,087)	(0,010)
Estudo 5 a 10	0,127 ¹	0,424 ²	1,137	N	0,517 ¹	0,300 ¹	0,594 ²
	(0,023)	(0,059)	(0,326)		(0,028)	(0,024)	(0,032)
Estudo 11 a 14	0,698 ²	3,358 ¹	3,071 ²	NE	0,792	0,444 ²	0,609 ³
	(0,063)	(0,074)	(0,730)		(0,083)	(0,077)	(0,081)
Estudo 15 mais	0,813	7,034 ²	2,008	S	1,106	1,388	1,499
	(0,265)	(2,120)	(0,609)		(0,171)	(0,220)	(0,242)
Educação pais primária	1,552 ¹	1,628 ¹	1,069 ²	CO	0,716 ³	0,607 ²	0,972
	(0,031)	(0,022)	(0,010)		(0,058)	(0,046)	(0,050)
Educação pais superior	0,432 ¹	0,334 ²	0,589 ²	-	-	-	-
	(0,019)	(0,050)	(0,049)	-	-	-	-

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pnad (IBGE, 2011).

Notas: ¹, ² e ³ representam significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

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

Os resultados estimados para as mulheres, de forma semelhante ao dos homens, indicam que quanto maior a idade da jovem, menor são as chances relativas de elas estarem estudando em detrimento das outras categorias, principalmente apenas trabalhando. De forma contrária, os resultados apontam que ser mãe aumentam as chances da jovem tornar-se nem-nem, de trabalhar e de trabalhar e estudar. O maior valor encontrado para a categoria nem-nem e a representatividade desta categoria entre as jovens mais novas e com filhos, conforme salientado na seção 2, reforça a hipótese de que a maternidade adolescente está associada ao abandono da escola, à baixa escolaridade e à dificuldade de inserção no mercado de trabalho. Isso pode, segundo Heckman (2008), ser um fator comprometedor dos investimentos realizados pela família durante a criação dos filhos, além de dificultar a formação de um ambiente propício para o seu maior desenvolvimento.

O casamento é outro fator que contribui para as chances da jovem ser nem-nem, trabalhar e trabalhar e estudar. Esse é um resultado distinto do encontrado para os homens, isto é, enquanto os jovens casados tendem a apenas trabalhar, as jovens casadas estão associadas a não estarem estudando de forma geral. Ainda no que se refere às características pessoais, ser filha do chefe e de ser da cor branca, fazem com que se reduzam as chances da jovem ser nem-nem e apenas trabalhar.

As variáveis que representam os intervalos de anos de estudo mais baixos atribuem, de forma semelhante ao caso masculino, para uma maior probabilidade das mulheres estarem estudando. Enquanto os intervalos entre 11 e 14 e 15 ou mais anos de estudo enfatizam, principalmente, uma maior chance da jovem apenas trabalhar. Já as variáveis de ensino dos pais, novamente em conformidade com o descrito para os homens, também possuem grande impacto na decisão das jovens. Ser filho de pais com menor escolaridade implica ter maior probabilidade de não estar estudando, enquanto pais com nível superior aumentam essas chances, o que forma uma espécie de transmissão da educação entre gerações.

Entre as *proxies* de riqueza, apenas o número de pessoas no domicílio não faz com que se aumentem as chances da jovem estar estudando. Indicando que a dedicação exclusiva ao estudo está atrelada a uma maior renda domiciliar. No conjunto de variáveis locais, chama atenção o fato das jovens que estão no meio rural terem maior probabilidade de serem nem-nem ou estarem trabalhando e estudando. Esses resultados reforçam a necessidade de uma maior inclusão social, especialmente das jovens no meio rural. Por fim, as *dummies* regionais indicam que, em comparação com o Sudeste, apenas no Sul, não há uma menor chance relativa das jovens estarem apenas trabalhando.

A tabela 4, assim como realizado para os homens, repetem as estimações, mas agora incluindo os afazeres domésticos e o trabalho sem remuneração na definição de trabalho.

A comparação entre os coeficientes encontrados na tabela 4 e os da definição usual de trabalho possibilita que sejam identificadas três distinções principais. A primeira refere-se à maternidade, que pela definição usual está associada à categoria nem-nem, enquanto, pela definição mais abrangente, a propensão maior passa ser a de estarem trabalhando, o que indica a importância dos cuidados com os filhos, parte importante das tarefas domésticas.

TABELA 4

Resultado do modelo *logit multinomial* para as mulheres jovens, utilizando a definição de trabalho que inclui os afazeres domésticos – 2011

Variáveis	Nem-nem	Trabalha	Trabalha e estuda	Variáveis	Nem-nem	Trabalha	Trabalha e estuda
Idade	2,549 ² (0,324)	3,091 ¹ (0,095)	0,884 (0,048)	Chefe trab.	0,962 (0,082)	1,384 ¹ (0,039)	1,524 ² (0,133)
Idade2	0,984 ² (0,003)	0,981 ¹ (0,001)	1,005 ² (0,001)	Chefe mulher	1,173 ³ (0,047)	1,194 ¹ (0,007)	1,007 (0,025)
Filho	0,888 (0,148)	0,608 (0,120)	0,996 (0,161)	Nº pessoas	1,202 ³ (0,063)	1,172 ³ (0,059)	1,022 (0,022)
Raça	0,813 (0,062)	0,632 ² (0,061)	0,789 ³ (0,052)	Nº cômodos	0,838 ¹ (0,012)	0,805 ¹ (0,010)	0,900 ¹ (0,006)
Tem Filho	3,863 ² (0,794)	7,934 ¹ (1,535)	1,899 ² (0,265)	Banheiro enc.	0,855 (0,066)	0,662 ² (0,054)	0,755 (0,085)
Casado	5,370 ³ (2,577)	5,835 (4,209)	3,001 (2,055)	Outra renda	1,455 ³ (0,186)	0,785 (0,069)	1,091 (0,192)
Estudo 1 a 4	0,143 ¹ (0,021)	0,638 (0,112)	1,300 (0,365)	Rural	1,821 ² (0,194)	2,258 ¹ (0,076)	2,024 ¹ (0,136)
Estudo 5 a 10	0,076 ¹ (0,005)	0,487 ¹ (0,033)	2,019 (0,675)	N	0,800 (0,090)	0,595 ³ (0,097)	1,248 (0,252)
Estudo 11 a 14	0,217 ¹ (0,024)	2,240 ¹ (0,174)	2,143 ³ (0,486)	NE	0,976 (0,111)	0,656 ² (0,043)	0,911 ³ (0,023)
Estudo 15 mais	0,367 ² (0,080)	4,728 ² (1,232)	1,800 (0,364)	S	1,183 (0,155)	1,478 (0,298)	1,492 (0,230)
Educação. pais primária	1,656 ¹ (0,008)	1,918 ¹ (0,038)	1,259 ¹ (0,022)	CO	0,999 (0,066)	0,737 ¹ (0,020)	1,179 ³ (0,055)
Educação pais superior	0,635 (0,116)	0,277 ¹ (0,022)	0,556 ¹ (0,017)	-	-	-	-

Elaboração dos autores, com base a partir dos dados da Pnad (IBGE, 2011).

Notas: ¹, ² e ³ representam significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

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

Além dessa, a variável que indica se a jovem é casada, que anteriormente estava atrelada ao fato da jovem não estar mais estudando, agora apresenta significância estatística apenas para a categoria nem-nem. Esse resultado está em concordância com a análise descritiva dos dados realizada anteriormente, da qual foi possível

identificar que uma parcela bastante significativa das jovens nem-nem são cônjuges do chefe do domicílio.

Por fim, outra distinção está na questão locacional. Na definição mais abrangente de trabalho, as jovens que vivem no meio rural têm chances ainda maiores de não estarem estudando. O coeficiente encontrado é mais forte para a categoria trabalha, o que, comparando com o resultado apresentado na definição usual de trabalho, ressalta a importância dos afazeres domésticos para essas jovens.

Em suma, os resultados apresentados aqui, independentemente de sexo e definição de trabalho, associam os jovens nem-nem à baixa escolaridade dos pais, à menor renda e ao meio rural. Foi possível, no entanto, diagnosticar algumas diferenças de gênero, que ficaram ainda mais explícitas com a adoção de uma definição mais abrangente de trabalho. Entre as mulheres, fatores como a maternidade e como o casamento também tiveram papel relevante nas chances de a jovem ser nem-nem. Ou seja, apesar de nos dois modelos estimados para as mulheres, ter filho, viver no ambiente rural e ser casada implicam aumento na probabilidade de ser nem-nem, é ainda mais evidente na definição de trabalho que incluía os afazeres domésticos.

Assim, uma possível política que vise a amenizar o problema da geração nem-nem, de forma geral, deve buscar instrumentos que permitam uma maior conciliação entre os afazeres domésticos, o mercado de trabalho e os estudos. Isso deve ser feito, principalmente, por meio da prestação de serviços que auxiliem as jovens nos cuidados com filhos e, também, pela busca de uma maior inclusão social dos jovens no meio rural. Um exemplo desses serviços seria a realização de investimentos em creches e pré-escolas que podem ser fundamentais para que as mulheres consigam conciliar tarefas, permitindo uma maior igualdade de oportunidades entre homens e mulheres ao possibilitar a permanência destas na escola ou no mercado de trabalho.

É necessário ressaltar, no entanto, que a ênfase dessas políticas deve ser pela igualdade de oportunidades dos jovens, e não de resultados. Isso fica evidente, por exemplo, ao se considerar a maternidade, em que a responsabilidade por algumas tarefas domésticas por parte dos pais é fundamental para um melhor desenvolvimento dos filhos.¹⁷ A forma com a qual a divisão sexual dessas tarefas ocorre, se em função da natureza ou de questões sociais, apesar de não apresentar consenso na literatura, não é possível negar que exista um processo social no qual não seja possível distinguir o que homens e mulheres escolheriam se fossem genuinamente livres para tal (Nussbaum, 1998; 2001).

17. Mais informações sobre a importância dos cuidados e do papel da família no desenvolvimento dos filhos podem ser obtidas em Heckman (2008).

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho teve como objetivo analisar os determinantes da decisão dos jovens entre estudo e trabalho. Nesse sentido, foram comparadas duas definições de trabalho distintas, uma mais usual, relacionada à pessoa economicamente ativa, e outra, mais abrangente, que inclui as tarefas domésticas e o trabalho não remunerado. A ideia deste comparativo era possibilitar uma maior compreensão das jovens nem-nem, que têm perfil ligado aos afazeres domésticos.

Dessa maneira, foi possível identificar o impacto de algumas variáveis na decisão de estudar, trabalhar, realizar as duas tarefas, ou nenhuma delas. Destacaram-se, nesse sentido, as variáveis de escolaridade dos pais e as que refletiam a condição domiciliar, ambas indicaram a existência de uma transmissão intrageracional de escolaridade e de renda, importantes para o acúmulo de capital humano dos jovens. É importante, ainda, destacar a influência da maternidade da jovem na decisão de não permanecer estudando.

Não obstante, a comparação entre as duas definições de trabalho, permitiu enfatizar as diferenças entre os sexos. Especialmente para o caso das mulheres, a adoção da definição que incluía os afazeres domésticos resultou em aumento na intensidade de residir no meio rural e do casamento sobre a decisão de não estudar. A variável que indica se a jovem possui filhos, que antes apontava para uma maior probabilidade dela ser nem-nem, na definição mais abrangente, indicou maior propensão de estarem apenas trabalhando.

Com essa perspectiva, a diferença diagnosticada com a inclusão das tarefas domésticas, como trabalho, revela outra face do problema da geração nem-nem, de modo que políticas eficientes voltadas a reduzir este fenômeno devem buscar instrumentos que permitam às mulheres transferir as responsabilidades de parte das tarefas domésticas, principalmente o cuidado com os filhos. Isto é, que tornem possível uma maior igualdade de oportunidade entre os sexos.

REFERÊNCIAS

- ALBANESI, S., OLIVETTI, C. Home production, market production and the gender wage gap: incentives and expectations. **Review of Economic Dynamics**, v.12, p. 80-107, 2009.
- ALCÁZAR, L., RENDÒN, S., WACHTENHEIM, E. Working and studying in rural Latin America: critical decisions of adolescence. Inter-American Development Bank, **Research Network Working Papers**, R-469, 2002.
- ARROW, K. The benefits of education and the formation of preferences. *In*: BEHRMAN, J. R; STACY, N. (Orgs.). **The social benefits of education**. Ann Arbor: University of Michigan Press, 1997.

ARRUDA, M. R. **Prolongamento da Juventude**: opção ou falta de opção? 2004, 107 p. Dissertação (Mestrado em Demografia e Estudos Populacionais) – Escola Nacional de Ciências Estatísticas, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro, 2004.

BANCO MUNDIAL. World development report 2007: Development and the next generation. World Bank, 2007. Disponível em: <<http://goo.gl/oIY1Lr>>. Acesso em: ago. 2013.

BECKER, G. A Theory of the allocation of time. **The Economic Journal**, v. 75, n. 299, p. 493-517, 1965.

BECKER, G. Human capital, effort, and the sexual division of labor. **Journal of Labor Economics**, v. 3, n. 1, p. S33-S58, 1985.

BECKER, G. **A treatise on the family**. Cambridge: Harvard University Press, 1991.

BERCOVICH, A.; MADEIRA, F. Descontinuidades demográficas no Brasil e no estado de São Paulo. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 7., 1990. **Anais...** Abep, 1990.

BERCOVICH, A.; MASSÉ, G. Descontinuidades demográficas, onda jovem e mercado de trabalho: uma comparação entre Brasil e Argentina. *In*: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO LATINO AMERICANA DE POPULAÇÃO (ALAP), 1., 2004, Caxambu, Minas Gerais. **Anais...** Caxambu: Alap, 2004.

BRUNS, B; EVANIS, D.; LUQUE, J. **Achieving world class education in Brazil**: the next agenda. Washington DC: The World Bank, 2012.

BYNNER, J.; HEATHER, J.; TSTATSAS, M. **Obstacles and opportunities on the route to adulthood**: evidence from rural and urban Britain. London: Smith Institute, 2000.

BYNNER, J. PARSONS, S. Social exclusion and the transition from school to work: the case of young people not in education, employment, or training NEET. **Journal of Vocational Behavior**, v. 60, n. 2, p. 289-309, 2002.

CAMARANO, A. A., KANSO, S. O que estão fazendo os jovens que não estudam, não trabalham e não procuram trabalho? **Mercado de trabalho**. v. 53, p. 37-44, 2012.

CAMARANO, A. A.; KANSO, S.; MELLO, J. L. Transição para a vida adulta: mudanças por período de coorte; *In*: CAMARANO, A. A. (Org.). **Transição para a vida adulta ou vida adulta em transição?** Rio de Janeiro: Ipea, 2006.

CAMARANO, A. A. *et al.* Caminhos para a vida adulta: as múltiplas trajetórias dos jovens brasileiros. **Última década**. v. 12, n. 21, p. 11-50, 2004.

CERQUEIRA, D.; MOURA, R. L. Oportunidades para o jovem no mercado de trabalho e homicídios no Brasil. *In*: CORSEUIL, C. H.; BOTELHO, R. U. (Org.). **Desafios à trajetória profissional dos jovens brasileiros**. Brasília: Ipea, 2014.

CHEVALIER, A, VIITANEN, T. The long-run labour market consequences of teenage motherhood in Britain. **Journal of Population Economics**, v. 16, n. 2, p. 323-343, 2003.

CHIAPPORI, P. Collective Labor Supply and Welfare. **Journal of Political Economy**. v. 100, n. 3, p.437-467, 1992.

COLES, B. *et al.* Literature Review of the Costs of being Not in Education, Employment or Training at Age 16-18. **Research Report**, Department for Education and Skills, n. 347, 2010.

CORSEUIL, C. H; SANTOS, D. D.; FOGUEL, M. Decisões críticas em idades críticas: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina. Brasília: Ipea, 2001. (Texto para discussão n. 797)

COSTA, J. S. M.; ULYSSEA, G. O fenômeno dos jovens nem-nem. *In*: CORSEUIL, C. H.; BOTELHO, R. U. (Org.). **Desafios à trajetória profissional dos jovens brasileiros**. Brasília: Ipea, 2014.

CUNNINGHAM, W. Unpacking youth unemployment in Latin America. **World Bank Policy Research Working Paper**, n. 5022, 2009.

CUNNINGHAM, W.; SALVAGNO, J. B. Youth Employment Transitions in Latin America. **World Bank Policy Research Working Paper**, n. 5521, 2011.

DORSETT, R., LUCCHINO, P. Snakes and ladders in the youth labour market. *In*: ANNUAL CONFERENCE OF THE EUROPEAN SOCIETY FOR POPULATION ECONOMICS (ESPE), 26., 2012, Bern. **Anais...** Bern, 2012.

EDMONDS, E. Child Labor. **IZA Discussion Paper**, n. 2606, 2007.

FERREIRA, B.; ALVES, F. Juventude rural: alguns impasses e sua importância para a agricultura familiar. *In*: CASTRO, J. A.; AQUINO, L. A. M. C.; ANDRADE, C. C. (Orgs.). **Juventude e políticas sociais no Brasil**. Brasília: Ipea, 2009.

FURLONG, A.; CARTMEL, F. **Young people and social change: individualisation and risk in late modernity**. Buckingham: Open University Press, 2007.

GONZAGA, G. Labor turnover and labor legislation in Brazil. **Economía**, v. 4, n. 1, p. 165-222, 2003.

GONZAGA, G. *et al.* The effects of an apprenticeship program on labor market outcomes of youths in Brazil. *In*: MEETING OF THE BRAZILIAN ECONOMETRIC SOCIETY. 34., 2012. **Anais...** Porto de Galinhas, 2012.

- GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 7. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2011.
- HADFIELD, G. A coordination model of the sexual division of labor. **Journal of Economic Behavior & Organization**. v. 40, p. 125-153, 1999.
- HAVEMAN, R. H.; WOLFE, B. L. Schooling and economic well-being: the role of nonmarket effects. **The Journal of Human Resources**. v. 19, n. 3, p. 377-407, 1984.
- HECKMAN, J. J. Role of income and family influence on child outcomes. **Annals of the New York Academy of Sciences**. v. 1136, p. 307-323, 2008.
- HERSCH, J. The effect of housework on earnings of husbands and wives. **Social Science Quarterly**, v. 66, p. 210-217, 1985.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional de Amostra em Domicílio – Pnad**. Rio de Janeiro: IBGE, 2011 Disponível em: <<http://goo.gl/bjDi>>. Acesso em: dez. 2012.
- ILO – INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION. **Global Employment Trends for Youth**, 2006. Disponível em: <<http://www.ilo.org>>. Acesso em: jan. 2013.
- KIMMEL, J.; CONNELLY, R. Mothers' time choices: caregiving, leisure, home production, and paid work. **The Journal of Human Resources**. v. 42, n. 3, p. 663-681, 2006.
- KRUGER, D. I.; BERTHELOM, M. E. Child work and schooling: the role of domestic activities among girls in Brazil. *In*: World Bank Conference on Employment and Development 2008, Los Angeles. **Anais...** Los Angeles, 2008.
- LAM, D.; DURYEA, S. Effects of schooling on fertility, labor supply, and investments in children, with evidence from Brazil. **Journal of Human Resources**, Wisconsin, USA, v. 34, n. 1, p. 160-192, 1999.
- LEME, M.; WAJNMAN, S. A alocação do tempo dos adolescentes brasileiros entre o trabalho e a escola. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12., 2000. Caxambu. **Anais...** Caxambu: Abep, 2000.
- LEVISON, D.; MOE, K. S. Household work as a deterrent to schooling: an analysis of adolescent girls in Peru. **Journal of Developing Areas**, v. 32, n. 3, p. 339-356, 1998.
- LEVISON. *et al.* Youth education and work in Mexico. **World Development**, v. 29, n.1, p. 167-188, 2001.
- MADEIRA, F. R. Educação e desigualdade no tempo de juventude. *In*: CAMARANO, A. A. (Org.). **Transição para a vida adulta ou vida adulta em transição?** Rio de Janeiro: Ipea, 2006.

- MANSER, M.; BROWN, M. Marriage and household decision making: a bargaining analysis. **International Economic Review**. v. 21, p. 31-44, 1980.
- MCELROY, M., HORNEY, M. Nash-bargained household decisions: toward a generalization of the theory of demand. **International Economic Review**, v. 22, p. 333-349, 1981.
- MELLO, J. L. **Transições para a vida adulta**: os jovens da região metropolitana do Rio de Janeiro. 2005. 145 p. Dissertação (Mestrado em Demografia e Estudos Populacionais) – Escola Nacional de Ciências Estatísticas, IBGE, Rio de Janeiro, 2005.
- MENEZES-FILHO, N. A. *et al.* Adolescents in Latin America and the Caribbean: examining the time allocation decisions with cross-country micro data. **Inter-American Development Bank Research Network**, 2002. (Working Paper n. R-470).
- MILLER, R. A. Job Matching and Occupational Choice. **Journal of Political Economy**, v. 92, n. 6, p. 1086-1120, 1984.
- MILLER, A. R. The effects of motherhood timing on career path. **Journal of Population Economics**. v. 24, n. 3, p. 1071-1100, 2011.
- MOORE, K.; WAITE, L. J. Marital dissolution, early motherhood and early marriage. **Social Forces**. v. 60, n. 1, p. 20-40, 1981.
- NOVELLINO, M. S. F. Um estudo sobre as mães adolescentes brasileiras. **Psysis Revista de Saúde Coletiva**. v. 21, p. 299-318, 2010.
- NUSSBAUM, M. **Sex and social justice**. Oxford: Oxford University Press, 1998.
- NUSSBAUM M. **Women and human development**: the capabilities approach. Cambridge: Cambridge University Press, 2001.
- OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Investing in youth**: Brazil. OECD Publishing, 2014. Disponível em: <<http://goo.gl/hCBKzq>>. Acesso: set. 2015.
- ONU – ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS. **We can end poverty millennium development goals and beyond 2015**. Fact Sheet. The Millennium Development Goals Report 2013, United Nations. Disponível em: <goo.gl/t2AhVy> Acesso: jan. 2013.
- PARDO, M. S. Jóvenes que ni estudian ni trabajan: un riesgo para la cohesión social em America Latina. **Mimeo**, CIEPLAN y Tecnológico de Monterrey, 2011.
- PNUD – PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **Inovar para incluir**: jóvenes y el desarrollo humano. Buenos Aires: Libros del Zorzal, 2009.

POPHAM, I. Tacking NEETs: research on action and other factors that can contribute to a reduction in the number of young people not in education, employment or training (NEET). **DfES Publications**: Nottingham, 2003.

QUINTINI, G.; MARTIN, S. Starting well or losing their way?: the position of youth in the labour market in OECD countries. **OECD Social, Employment and Migration Working Papers**, n. 39, 2006.

QUINTINI, G.; MARTIN, J.; MARTIN, S. The Changing nature of the school-to-work transition process in OECD countries. **IZA Discussion Paper**, n. 2582, 2007.

ROBSON, K. Becoming NEET in Europe: a comparison of predictors and later-life outcomes. *In*: GLOBAL NETWORK ON INEQUALITY MINI-CONFERENCE, 2008, New York. **Anais...** New York, 2008.

SCHULTZ, T., P. Why governments should invest more to educate girls. **World Development**, v. 30, n. 2, p. 207-225, 2002.

SOUZA, L. R.; RIOS-NETO, E. L. G.; QUEIROZ, B. L. A relação entre parturição e trabalho feminino no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, v. 28, n. 1, p. 57-79, 2011.

STRAUSS, J.; THOMAS, D. Human resources: empirical modeling of household and family decisions. *In*: RODRIK, D.; ROSENZWEIG, M. (Eds.). **Handbook of Development Economics**, v. 3, part A, p. 1883-2023, 1995.

VIEIRA, J. M. Transição para a vida adulta no Brasil: análise comparada entre 1970 e 2000. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, v. 25, n. 1, p. 27-48, 2008.

WDI – WORLD DEVELOPMENT INDICATORS. Disponível em: <<http://goo.gl/YAaF4>>. Acesso em: set. 2015.

WELLER, J. La inserción laboral de los jóvenes: características, tensiones y desafíos. **Revista de la Cepal**, v. 92, p. 61-82, 2007.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge, EUA: MIT Press, 2010.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

FUSSEL, E. Structuring the transition to adulthood: an entropy analysis of the early life course in the United States, 1880 to 2000. *In*: **Meeting PAA**, 2006. Disponível em: <<http://goo.gl/UeySAR>>. Acesso em: jan. 2013.

UNICEF – FUNDO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA A INFÂNCIA. **Hidden in plain sight**: a statistical analysis of violence against children. New York, 2014.

APÊNDICE

TABELA A.1
Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

Variável	Observações	Média	Desvio- padrão	Mínimo	Máximo
Idade	62983	20,486	4,092	15	29
Idade 2	62983	436,43	175,50	225	841
Filho	62983	0,815	0,388	0	1
Raça	62983	0,425	0,494	0	1
Mãe	28834	0,165	0,371	0	1
Casado	62983	0,011	0,104	0	1
Estudo 1 a 4	62983	0,055	0,229	0	1
Estudo 5 a 10	62983	0,480	0,500	0	1
Estudo 11 a 14	62983	0,371	0,483	0	1
Estudo 15 mais	62983	0,054	0,226	0	1
Educ. país prim.	62983	0,427	0,495	0	1
Educ. país sup.	62983	0,151	0,358	0	1
Chefe trabalha	62983	0,675	0,468	0	1
Chefe mulher	62983	0,400	0,490	0	1
Nº pessoas	62983	4,649	1,850	1	29
Nº cômodos	62983	6,198	2,137	1	28
Banheiro enc.	62983	0,570	0,495	0	1
Outra renda	62983	0,059	0,236	0	1
Rural	62983	0,131	0,337	0	1
N	62983	0,170	0,376	0	1
NE	62983	0,307	0,461	0	1
S	62983	0,143	0,350	0	1
CO	62983	0,099	0,298	0	1

Elaboração dos autores, com base nos dados da Pnad (IBGE, 2011).

MÉTODO RAW/RAW PARA ESTIMAÇÃO ANUAL DA MATRIZ DE INSUMO-PRODUTO NA REFERÊNCIA 2000 DAS CONTAS NACIONAIS

Thiago Sevilhano Martinez¹

O objetivo do artigo é construir um método, denominado RAW/RAW, para estimar uma série anual de Matrizes de Insumo-Produto (MIPs) na referência 2000 das contas nacionais. O RAW/RAW diferencia-se de outros procedimentos aplicados ao Brasil por se fundamentar em algoritmos que otimizam o uso da informação relevante disponível. Desenvolve-se o algoritmo RAW, a partir do algoritmo RAWs apresentado em Martinez (2014), incorporando seus avanços metodológicos e as tabelas auxiliares das MIPs 2000/2005 por ele estimadas. Com base nas MIPs completas de 2000 e 2005 obtidas com o RAWs, são interpoladas as MIPs 2001-2004 e projetadas as MIPs 2006-2009 pelo RAW. Para testar o método RAW/RAW, projeta-se uma versão da MIP 2005 com as informações da MIP 2000, a qual, segundo diferentes medidas de precisão, apresenta desempenho superior ao de Guilhoto e Sesse-Filho (2005, 2010) na comparação com a MIP 2005 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Palavras-chave: insumo-produto; contas nacionais; RAS; balanceamento de matrizes.

RAW/RAW METHOD FOR ANNUAL ESTIMATION OF INPUT-OUTPUT TABLES IN 2000 REFERENCE OF BRAZILIAN NATIONAL ACCOUNTS

The aim of this paper is to build the so-called RAW/RAW method to estimate an annual series of Input-Output Tables (IOTs) in 2000 reference of Brazilian national accounts. The RAW/RAW differs from other procedures applied to Brazil in that it is based on algorithms that optimize the use of relevant information available. We develop the RAW algorithm from the RAWs algorithm presented in Martinez (2014), by incorporating both its methodological advances and auxiliary tables of the 2000/2005 IOTs estimated there. Using the 2000 and 2005 IOTs obtained from the RAWs algorithm, we both interpolate 2001-2004 IOTs and project 2006-2009 IOTs with the RAW algorithm. To test the RAW/RAW method, we project a version of the 2005 IOT using information from the 2000 IOT, which, according to various measures of accuracy, outperforms Guilhoto and Sesse-Filho (2005, 2010) in comparison with the 2005 IOT released by Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Keywords: input-output; national accounts; RAS; matrix balancing.

JEL: D57, C67, E01.

1 INTRODUÇÃO

A riqueza de informações proporcionada pela Matriz de Insumo-Produto (MIP) sobre as relações de comércio intersetoriais tem como custo a dificuldade envolvida na sua construção. Em razão do elevado volume de dados necessário, a MIP tipicamente é

1. Técnico de planejamento e pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea e doutorando da EPGE/FGV. E-mail: <thiago.martinez@ipea.gov.br>.

divulgada por órgãos de estatísticas oficiais com grande defasagem e em periodicidade superior a um ano. No caso brasileiro, para a referência 2000 do Sistema de Contas Nacionais (SCN 2000), a MIP foi divulgada em periodicidade quinquenal, para os anos de 2000 e 2005 (IBGE, 2008). Ainda que essa periodicidade possa ser suficiente para a compreensão de mudanças a longo prazo na estrutura produtiva, a disponibilidade de dados anuais é desejável para a análise de anos particulares, em especial conforme aumenta a defasagem após a divulgação da MIP oficial mais recente. O objetivo do presente artigo é propor um método para a estimação da MIP anual que, em comparação com metodologias já adotadas no Brasil (Guilhoto e Sesso-Filho, 2005 e 2010; Grijó e Berni, 2006), faça um uso mais abrangente dos dados disponíveis no SCN 2000.²

As principais fontes de dados para construir a MIP, que apresenta relações de comércio entre os setores produtivos da economia, são as Tabelas de Recursos e Usos (TRUs), as quais exibem as relações de produção e venda entre os produtos e setores da economia. Na referência 2000 do SCN, o IBGE divulgou as TRUs em periodicidade anual, para 2000-2009 (IBGE, 2011). O empecilho para a construção da MIP na mesma periodicidade reside na incompatibilidade entre as fontes de informação da tabela de recursos e da tabela de usos. Por um lado, a tabela de recursos apresenta a oferta dos produtos pelos setores da economia a preços básicos – ou seja, sem margens e impostos indiretos – e somente com a produção nacional. Em contraposição, a tabela de usos registra a demanda dos setores produtivos e dos componentes da demanda final sem distinção entre produção nacional ou importada e com valores a preços de consumidor, que incluem as margens e os impostos.

Dessa forma, para a construção da MIP, faz-se necessário colocar os dados das duas tabelas na mesma valoração, e os preços básicos são os escolhidos usualmente porque a exclusão das margens e impostos faculta maior aproximação com as relações técnicas intersetoriais, que são o objeto de interesse da MIP. Assim, devem ser estimadas tabelas de distribuição dos totais por produto de margens, impostos indiretos e importações, apresentados junto à tabela de recursos, que serão extraídos de cada célula da tabela de usos a preços de consumidor. Portanto, o principal passo na estimação da MIP consiste em escolher a técnica adequada para a estimação dessas tabelas auxiliares da MIP.

A literatura internacional sobre estimação de MIPs é vasta, pois os procedimentos adotados dependem não só da disponibilidade de dados em cada país, mas também do algoritmo de balanceamento de matrizes escolhido para conciliá-los. O algoritmo mais utilizado para tal fim é o método RAS – em sua forma original ou em uma de suas extensões –, que faz uma distribuição dos totais conhecidos de somas nas linhas e colunas da tabela que se quer estimar, conforme as proporções dadas por

2. Ver comentários quanto à referência 2010 do SCN, ao final desta introdução e nas considerações finais.

uma projeção inicial desta matriz. Contudo, conforme as particularidades dos dados censitários disponíveis, torna-se necessário adaptar o RAS, o que dá origem aos chamados métodos híbridos de projeção de matrizes (Miller e Blair, 2009, cap. 7).

Para o Brasil, o método mais conhecido de estimação de MIPs anuais é o de Guilhoto e Sesso-Filho (2005; 2010), que não emprega o RAS. Os autores utilizam somente informações provenientes das TRUs do ano para o qual estão estimando a MIP, distribuindo os totais de margens, impostos e importações por linha (por produto) conforme as proporções da tabela de usos a preços de consumidor. De fato, não há como aplicar o RAS original diretamente, pois não são conhecidos os totais por coluna (por setor) referentes a cada tabela auxiliar.

Por sua vez, o método de Grijó e Berni (2006) combina as TRUs com projeções da mais recente MIP divulgada pelo IBGE, por meio de um algoritmo RAS modificado. A projeção inicial é dada pelas informações da MIP do ano mais recente e a restrição de soma nas linhas pelas TRUs do ano estimado. A modificação consiste em substituir a restrição referente à soma nas colunas de cada tabela auxiliar pela restrição de que a soma das tabelas estimadas de usos a preços básicos, impostos indiretos, margens e importações deve ser igual à tabela de usos a preços de consumidor.

Esse método foi desenvolvido para as MIPs brasileiras da década de 1990, na referência 1985 do SCN, para as quais todas as tabelas auxiliares foram apresentadas pelo IBGE (1999) junto às MIPs 1990-1996. Na referência 2000 das contas nacionais, contudo, somente as tabelas de usos a preços básicos e de importações foram divulgadas com as MIPs de 2000 e 2005. Martinez (2014) desenvolve o algoritmo RAWs para a estimação de todas as tabelas auxiliares das MIPs de 2000 e 2005, um método híbrido que adapta o RAS levando em consideração diversas particularidades dos dados brasileiros.

No presente artigo, é desenvolvido o algoritmo RAW que, pela combinação das extensões teóricas e tabelas apresentadas em Martinez (2014) com o procedimento de Grijó e Berni (2006), permite utilizar um conjunto de informações bastante abrangente para a estimação das MIPs anuais de 2000 a 2009. Esse procedimento aprimora a metodologia de Grijó e Berni (2006) em diversos aspectos, na derivação do problema de minimização de perda de informação e tratamento das células negativas, como no RAWs (Martinez, 2014), e mesmo na estimação dos dados, como nas colunas de variação de estoques, na tabela de imposto de importação e nas linhas de totais de margens de comércio e transporte. O RAW é também adaptado para estimar os anos de 2001 a 2004 por meio da interpolação das tabelas de 2000 e 2005, enquanto as tabelas de 2006 a 2009 são projetadas de acordo com a MIP 2005. O procedimento completo para estimar as tabelas auxiliares de 2000/2005, apresentado em Martinez (2014), e as MIPs 2001-2004 e 2006-2009 é denominado método RAWs/RAW para estimação anual de MIPs.

O desempenho do método RAWS/RAW é avaliado por meio de uma versão da MIP 2005, projetada pelo RAW com base apenas nas TRUs 2001-2005 e na MIP 2000 divulgada pelo IBGE, acrescida das tabelas estimadas pelo RAWS para este ano. Essa projeção é comparada com a MIP 2005 do IBGE e com a estimada por Guilhoto e Sesso-Filho (2010), por intermédio de diversas medidas de precisão. Em todas as medidas apresentadas, foram constatados ganhos de desempenho com o uso do método RAWS/RAW, principalmente nas medidas que aplicam comparações célula a célula das tabelas.

Recentemente, foi divulgada pelo IBGE a referência 2010 do Sistema de Contas Nacionais, inicialmente com dados de 2010 e 2011 (IBGE, 2015a) e posteriormente com uma extensão para 2010 a 2013 (IBGE, 2015b). Não foi possível no momento atualizar os dados deste artigo com os anos da nova referência porque o método proposto combina informações do ano projetado com a última MIP oficial disponível, e não há ainda uma MIP oficial compatível com a nova referência. Assim, a metodologia de Guilhoto e Sesso-Filho tem a vantagem de poder ser aplicada de imediato na nova referência, porque só requer informações da TRU do ano estimado. Porém, como é indicado pela comparação dos dois métodos na estimação da MIP 2005, quando a disponibilidade de dados oficiais permitir a atualização do RAWS/RAW para a referência 2010 do SCN ou outras mudanças de referência futuras, ganhos consideráveis de precisão poderão ser obtidos.

O artigo é composto por sete seções. Após esta introdução, tratar-se-á, na seção 2, de metodologias para a projeção de MIPs e, na seção 3, dos procedimentos para a construção das estimativas iniciais. Na seção 4, dar-se-á a derivação completa do algoritmo RAW, desde a formulação e a resolução do problema de minimização de perda de informação até o algoritmo para cômputo das soluções. A avaliação do método RAWS/RAW, pela comparação com a MIP 2005 e com o método de Guilhoto e Sesso-Filho (2005, 2010), é discutida na seção 5. Na seção 6, serão apresentados os ajustes para a estimação final da série de matrizes de 2000 a 2009, com a interpolação das MIPs 2001-2004 e projeção das MIPs 2006-2009, considerando a desagregação em 55 setores por 110 produtos. Por fim, a seção 7 conclui o texto.³

2 METODOLOGIAS PARA PROJEÇÃO DA MIP

2.1 Algoritmo RAS para projeção de MIPs

Em razão dos custos envolvidos em amplos levantamentos estatísticos necessários para a construção de matrizes de insumo-produto, variadas técnicas de atualização

3. A versão final da série de MIPs 2000-2009 acompanha o artigo como um apêndice virtual, nos níveis de agregação de 55 e 12 setores, assim como as rotinas programadas em MATLAB e as planilhas utilizadas nos cálculos intermediários.

ou projeção por métodos não censitários foram desenvolvidas – algumas são apontadas em Miller e Blair (2009) e em Lahr e De Mesnard (2004). A principal é o método RAS, cuja versão mais conhecida é a proposta por Richard Stone (Stone, 1962; Stone e Brown, 1962), embora métodos similares já fossem empregados previamente (Deming e Stephan, 1940). Conforme Lahr e De Mesnard (2004, p. 117), são duas as maiores vantagens do RAS sobre outros métodos: é um algoritmo relativamente simples, que impede a inversão de sinais dos valores e demanda poucos dados.

O RAS é um método biproporcional de ajuste, um algoritmo em que as linhas e colunas de uma matriz de projeção inicial \mathbf{A} sofrem as operações representadas nas matrizes \mathbf{R} e \mathbf{S} para que sejam respeitados os valores, já conhecidos, de somas nas linhas e nas colunas para o ano projetado.⁴ Seja:

- $\mathbf{X} = [x_{ij}]$ a matriz $n \times m$ que se deseja estimar;
- $\mathbf{q}_n = [q_i]$ o vetor $n \times 1$ com os valores já conhecidos de somas nas linhas de \mathbf{X} ;
- $\mathbf{q}_m = [q_j]$ o vetor $m \times 1$ com os valores já conhecidos de somas nas colunas de \mathbf{X} ;
- $\mathbf{A} = [a_{ij}]$ a matriz $n \times m$ que é a projeção inicial da matriz \mathbf{X} .

O primeiro passo do algoritmo é a correção dos erros das somas nas linhas. Forma-se um vetor $\mathbf{r}_1 = [r_{1i}]$ de dimensão $n \times 1$, com $r_{1i} = \frac{q_i}{\sum_{j=1}^m a_{ij}}$. Esse vetor é diagonalizado ($\hat{\mathbf{r}}_1$) e pré-multiplica a matriz \mathbf{A} , resultando em uma matriz $\mathbf{X}_1 = \hat{\mathbf{r}}_1 \cdot \mathbf{A} = [x_{1ij}]$, em que as somas nas linhas igualam o vetor \mathbf{q}_n .

O segundo passo do algoritmo é a correção dos erros nas somas das colunas. Define-se o vetor $\mathbf{s}_1 = [s_{1j}]$ de dimensão $m \times 1$, com $s_{1j} = \frac{q_j}{\sum_{i=1}^n x_{1ij}}$. A matriz \mathbf{X}_1 é pós-multiplicada por esse vetor diagonalizado ($\hat{\mathbf{s}}_1$), o que leva a uma matriz $\mathbf{X}_2 = \mathbf{X}_1 \cdot \hat{\mathbf{s}}_1 = [x_{2ij}]$, em que as somas nas colunas são iguais ao vetor \mathbf{q}_m .

A correção dos erros nas somas das colunas no segundo passo faz com que ressurgam erros nas somas das linhas. Assim, o terceiro passo repete a operação do primeiro, mas com a matriz do passo anterior: $\mathbf{r}_2 = [r_{2i}]$, $r_{2i} = \frac{q_i}{\sum_{j=1}^m x_{2ij}}$, $\mathbf{X}_3 = \hat{\mathbf{r}}_2 \cdot \mathbf{X}_2$. Os passos são repetidos até que os erros nas linhas e colunas cheguem a um nível aceitável. Supondo que isso ocorra em $2k$ passos, teremos:

4. Usualmente, para a projeção de MIPs a literatura aplica o RAS à matriz de coeficientes técnicos intersetoriais. Esta matriz geralmente é designada pela letra \mathbf{A} , por isso o \mathbf{A} da sigla RAS. No presente estudo, optou-se pela aplicação do balanceamento a tabelas de transações, mas a letra \mathbf{A} é mantida para designar as tabelas balanceadas para preservar uma notação mais próxima da literatura de métodos biproporcionais.

$$X = X_{2k} = \hat{r}_k \cdot X_{2k-2} \cdot \hat{s}_k = \hat{r}_k \cdot \hat{r}_{k-1} \cdot \dots \cdot \hat{r}_2 \cdot \hat{r}_1 \cdot A \cdot \hat{s}_1 \cdot \hat{s}_2 \cdot \dots \cdot \hat{s}_{k-1} \cdot \hat{s}_k.$$

Definindo $R = \hat{r} = \hat{r}_k \cdot \hat{r}_{k-1} \cdot \dots \cdot \hat{r}_2 \cdot \hat{r}_1$ e $S = \hat{s} = \hat{s}_1 \cdot \hat{s}_2 \cdot \dots \cdot \hat{s}_{k-1} \cdot \hat{s}_k$, chega-se à expressão que dá nome ao método:

$$X = \hat{r} \cdot A \cdot \hat{s} = R \cdot A \cdot S. \quad (1)$$

Propriedades teóricas do RAS são derivadas em Bacharach (1970). Se a matriz A e os vetores Qn e Qm são não negativos, mostra-se que pelo RAS pode-se calcular iterativamente a solução do problema de minimização de perda de informação de Kullback e Liebler (1951), respeitando propriedades de existência, unicidade e convergência da solução.

Uma das limitações do RAS original é a condição de que todas as células da matriz negativa devem ser não negativas. Uma solução para este problema foi proposta por Junius e Oosterhaven (2003): o algoritmo *Generalized RAS* (GRAS). Nesse algoritmo, a matriz $A = [a_{ij}]$ é separada em duas, com os elementos positivos em uma e os negativos em outra. As matrizes $A_+ = [a_{ij}^+]$ e $A_- = [a_{ij}^-]$ são definidas por:

$$a_{ij}^+ = \begin{cases} 0, & \text{para } a_{ij} \leq 0 \\ a_{ij}, & \text{para } a_{ij} > 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$a_{ij}^- = a_{ij} - a_{ij}^+.$$

De maneira que $A = A_+ + A_-$ por definição. A solução do problema de minimização de perda de informação é computada numericamente por um algoritmo em que as matrizes A_+ e A_- são balanceadas separadamente. Os algoritmos RAWs e RAW derivados nas próximas seções têm o GRAS como ponto de partida, assim por economia de espaço o processo de derivação do GRAS não será apresentado nesta seção. A forma final da matriz estimada pelo GRAS é dada por:

$$X = \hat{r} \cdot A_+ \cdot \hat{s} + \hat{r}^{-1} \cdot A_- \cdot \hat{s}^{-1}. \quad (3)$$

Em que \hat{r}^{-1} e \hat{s}^{-1} indicam as inversas das matrizes \hat{r} e \hat{s} , que são calculadas por um processo similar, mas não idêntico, ao do RAS original.

Evidências empíricas de estudos recentes têm favorecido os métodos GRAS e RAS na comparação com outros. Jackson e Murray (2004), que comparam dez métodos para dois conjuntos de dados com diferentes medidas de desempenho, constatam que: para dados dos Estados Unidos com 23 setores, embora em algumas medidas o RAS

seja superado, no geral é o método de melhor desempenho, seguido pelo GRAS; para um exemplo fictício com entradas negativas, o GRAS foi o segundo método de melhor desempenho, apenas ligeiramente inferior a um método não linear, que, segundo os autores, possivelmente é computacionalmente intratável em problemas de tamanho substancial. Temurshoev, Webb e Yamano (2011) testam oito métodos de estimação de tabelas de recursos e usos, em dados da Holanda e Espanha, e observam que o GRAS não é superado por nenhum dos outros métodos.

Métodos híbridos, que combinam variantes do RAS com dados censitários disponíveis, são promissores para a estimação de matrizes de insumo-produto por unirem as informações disponíveis sobre transações intersetoriais com as propriedades matemáticas interessantes do RAS (Miller e Blair, 2009, cap. 7). Por exemplo, Temurshoev e Timmer (2011) derivam um algoritmo para a estimação conjunta de TRUs, quando apenas dados totais de consumo, valor agregado e demanda final estão disponíveis.

No presente estudo, como foi feito em Martinez (2014) para estimar as tabelas auxiliares dos anos 2000 e 2005, com base no GRAS serão derivados métodos híbridos no intuito de utilizar todos os dados disponíveis nas MIPs e TRUs para projetar as MIPs anuais no SCN 2000.

2.2 Estimação da MIP no Brasil

O procedimento de estimação da MIP proposto por Guilhoto e Sesso-Filho (2005) utiliza somente dados da TRU do ano estimado. Os autores propõem os seguintes passos para estimar as tabelas auxiliares.

- 1) Eliminar o Dummy Financeiro no processo de cômputo dos coeficientes utilizados para chegar às tabelas auxiliares, o que se aplica apenas aos anos da SCN 1985, já que ele não consta da SCN 2000. Essa etapa deixou de ser necessária, portanto, na revisão do método em Guilhoto e Sesso-Filho (2010).
- 2) Para a alocação de margens e impostos, são calculados coeficientes dividindo cada célula da tabela de usos a preços de consumidor por seu total na linha. Ou seja, tais coeficientes por cada célula, considerando a indexação linha i e coluna j , representam a proporção da produção do produto i que é vendida ao setor ou demanda final j . Os totais por produto das margens de comércio e transporte e dos impostos são multiplicados por esses coeficientes para formar as tabelas auxiliares.
- 3) Para alocar as importações e o imposto de importação, o componente da demanda final “Exportação de Bens e Serviços” recebe o mesmo tratamento conferido à *Dummy* Financeira, ou seja, ele é excluído da

matriz usada para calcular os coeficientes de distribuição. A seguir, o mesmo método adotado para as margens e impostos é aplicado.

O procedimento descrito na etapa (2) equivale ao primeiro passo do RAS, a correção dos erros nas linhas sem qualquer ajuste nas colunas. Na notação da seção 2.1, *Algoritmo RAS para projeção de MIPs*, cada tabela auxiliar \mathbf{X} é estimada por um algoritmo do tipo “RA” com uma única etapa, em que a matriz \mathbf{A} é a tabela de usos a preços ao consumidor e a matriz \mathbf{R} é o vetor diagonalizado em que cada entrada é igual à relação entre a respectiva margem, imposto ou importação total na linha e a soma na linha de \mathbf{A} .

A proposta de Grijó e Berni (2006) para estimar a MIP consiste em projetar as estruturas das tabelas auxiliares do ano mais recente, sujeitas às restrições impostas pela TRU do ano estimado. As tabelas auxiliares da MIP de 2002, ainda sob a referência SCN 1985, são estimadas pela projeção da MIP de 1996, nas seguintes etapas.

- 1) Construção de uma matriz de coeficientes para a tabela de usos a preços básicos e de matrizes de *mark-ups* para cada uma das tabelas auxiliares no ano de 1996.⁵ Para a tabela de usos a preços básicos, a matriz de coeficientes é formada pela divisão elemento a elemento da própria tabela de usos a preços básicos pela tabela de usos a preços ao consumidor. As matrizes de *mark-ups* de cada uma das tabelas auxiliares são formadas pela divisão elemento a elemento da respectiva tabela auxiliar pela tabela de usos a preços básicos.
- 2) Projeção inicial das tabelas do ano 2002. Multiplicando elemento a elemento a matriz de coeficientes de usos a preços básicos de 1996 pela tabela de usos a preços ao consumidor de 2002, tem-se a estimativa inicial da tabela de usos a preços básicos de 2002. Multiplicando esta última tabela elemento a elemento por cada uma das matrizes de *mark-up*, obtém-se as estimativas iniciais das tabelas auxiliares para 2002.
- 3) Intervenções manuais nas projeções iniciais para imputar valores a células que eram nulas em 1996, mas devem ser não nulas em 2002.
- 4) As projeções iniciais são balanceadas por um método RAS adaptado, em que as restrições são: *i*) as somas das linhas das tabelas projetadas devem igualar os totais por produto apresentados na TRU de 2002; e *ii*) a soma das tabelas auxiliares estimadas com a tabela de usos a preços básicos estimada deve ser igual à tabela de usos a preços ao consumidor disponibilizada na TRU 2002.

5. Cabe apontar que os autores agregaram todos os tipos de impostos em uma única tabela e que não separaram as margens e impostos incidentes sobre produtos nacionais e importados, diferentemente do que era feito pelo IBGE nas MIPs da década de 1990.

Pode-se demonstrar que o procedimento de construo das projees iniciais   na realidade igual para todas as tabelas, tanto as auxiliares quanto a de usos a preos b sicos. Basta aplicar a taxa de crescimento entre o ano refer ncia e o estimado da c lula v_{ij} da tabela de usos a preos ao consumidor sobre a respectiva c lula x_{ij} da tabela auxiliar ou de usos a preos b sicos do ano refer ncia.⁶

No balanceamento, como apenas as somas nas linhas de cada uma das matrizes so conhecidas, no   poss vel construir a matriz \mathcal{S} , que requer o conhecimento pr vio dos totais nas colunas. Para contornar esse problema, Grij  e Berni (2006) fazem uma projeo inicial da tabela de usos a preos b sicos e submetem essa tabela a um balanceamento conjunto com as tabelas auxiliares estimadas.

Note-se que a tabela de usos a preos b sicos no carrega qualquer informao nova que j no esteja incorporada  s tabelas auxiliares, visto que ela   calculada pelo IBGE como um res duo da tabela de usos a preos ao consumidor menos a soma das tabelas auxiliares.⁷ Entretanto, com a imposio dessa restrio adicional, garante-se que o ajuste das c lulas ao total nas linhas ser bem distribuído entre a tabela de usos a preos b sicos e as tabelas auxiliares. Sem essa restrio, a tabela de usos a preos b sicos   calculada por res duo e est sujeita a incongru ncias, como valores negativos em c lulas nas quais apenas se esperariam valores positivos.

Neste artigo, prop e-se um m todo de projeo anual das MIPs que faz uso dessa restrio de soma das tabelas proposta por Grij  e Berni (2006), mas com melhorias e ajustes adicionais que sero expostos adiante.

6. Em notaco diversa da adotada por Grij  e Berni (2006), seja $V_0 = [v_{ij0}]$ a tabela de usos a preos ao consumidor do ano refer ncia e $V = [v_{ij}]$ a mesma tabela para o ano estimado; $X_0^U = [x_{ij0}^U]$ e $A^U = [a_{ij}^U]$ so, respectivamente, as tabelas de usos a preos b sicos para o ano refer ncia e a estimativa inicial desta tabela no ano estimado; $X_0^K = [x_{ij0}^K]$ e $A^K = [a_{ij}^K]$ so as tabelas auxiliares para o ano refer ncia e a estimativa inicial da respectiva tabela no ano estimado, em que K   o indexador da tabela auxiliar. Em Grij  e Berni (2006), os autores derivam as projees iniciais apresentando procedimentos distintos de estimaco das tabelas A^U e A^K . As respectivas matrizes de coeficientes e *mark-ups* so $M^U = [m_{ij}^U]$ e $M^K = [m_{ij}^K]$, com $m_{ij}^U = \frac{x_{ij0}^U}{v_{ij0}}$ e $m_{ij}^K = \frac{x_{ij0}^K}{x_{ij0}^U}$, e as projees iniciais para o ano estimado so calculadas por $a_{ij}^U = m_{ij}^U \cdot v_{ij}$ e $a_{ij}^K = m_{ij}^K \cdot a_{ij}^U$. Entretanto, substituindo as definies dos coeficientes e *mark-ups* nas duas  ltimas equaes, chega-se a $a_{ij}^U = x_{ij0}^U \cdot \frac{v_{ij}}{v_{ij0}}$ e $a_{ij}^K = x_{ij0}^K \cdot \frac{v_{ij}}{v_{ij0}}$, ou seja, na realidade o procedimento de c lculo   o mesmo para todas as tabelas e equivale a aplicar, a cada c lula das tabelas do ano refer ncia correspondentes  s que sero estimadas, a taxa de crescimento observada para a respectiva c lula da tabela de usos a preos do consumidor.

7. Mesmo a projeo inicial da tabela de usos a preos b sicos   por definio id ntica   tabela de usos a preos ao consumidor menos a soma das projees iniciais das tabelas auxiliares. Tomando as definies da nota de rodap  anterior e dado que $x_{ij0}^U = v_{ij0} - \sum_K x_{ij0}^K$, temos que $a_{ij}^U = x_{ij0}^U \cdot \frac{v_{ij}}{v_{ij0}}$ implica $a_{ij}^U = (v_{ij0} - \sum_K x_{ij0}^K) \cdot \frac{v_{ij}}{v_{ij0}} \Rightarrow a_{ij}^U = v_{ij0} \cdot \frac{v_{ij}}{v_{ij0}} - \sum_K \frac{v_{ij}}{v_{ij0}} \cdot x_{ij0}^K \Rightarrow a_{ij}^U = v_{ij} - \sum_K a_{ij}^K$.

3 DEFINIÇÕES E PROJEÇÕES INICIAIS

3.1 Definições

Para os anos em que a MIP será projetada, também serão estimadas a tabela de usos a preços básicos (\mathbf{X}_U) e todas as tabelas auxiliares: importações (\mathbf{X}_{IM}), imposto de importação (\mathbf{X}_{TM}), ICMS (\mathbf{X}_{TC}), IPI (\mathbf{X}_{TP}), outros impostos líquidos de subsídios (\mathbf{X}_{TS}), margens de comércio (\mathbf{X}_{MC}) e margens de transporte (\mathbf{X}_{MT}). Para tanto, será aplicado o método RAW, explicado adiante, sobre uma matriz de estimativas iniciais \mathbf{A} , que é composta por um agrupamento das estimativas iniciais \mathbf{A}_K de todas as matrizes estimadas, com $\mathbf{K} = \{U, IM, TM, TC, TP, TS, MC, MT\}$. Assim são definidas as matrizes \mathbf{A} e \mathbf{X} como:

$$\mathbf{A} = [a_{ij}^k] = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_U \\ \mathbf{A}_{IM} \\ \mathbf{A}_{TM} \\ \mathbf{A}_{TC} \\ \mathbf{A}_{TP} \\ \mathbf{A}_{TS} \\ \mathbf{A}_{MC} \\ \mathbf{A}_{MT} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{X} = [x_{ij}^k] = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_U \\ \mathbf{X}_{IM} \\ \mathbf{X}_{TM} \\ \mathbf{X}_{TC} \\ \mathbf{X}_{TP} \\ \mathbf{X}_{TS} \\ \mathbf{X}_{MC} \\ \mathbf{X}_{MT} \end{bmatrix} \quad .$$

De maneira similar, definem-se os vetores de somas nas linhas e colunas de \mathbf{X} :

$$\mathbf{q}_n = [q_i^k] = \begin{bmatrix} \mathbf{q}_U \\ \mathbf{q}_{IM} \\ \mathbf{q}_{TM} \\ \mathbf{q}_{TC} \\ \mathbf{q}_{TP} \\ \mathbf{q}_{TS} \\ \mathbf{q}_{MC} \\ \mathbf{q}_{MT} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{q}_m = [q_j] = \mathbf{V}' \cdot \mathbf{1}_n \quad ,$$

em que:

- $i = \{1, \dots, 8n\}$ é o indexador das linhas;
- $j = \{1, \dots, m\}$ é o indexador das colunas;
- $k \in \mathbf{K} = \{U, IM, TM, TC, TP, TS, MC, MT\}$ indica a respectiva submatriz de \mathbf{A} ou \mathbf{X} , ou subvetor de \mathbf{q}_n ;
- $\mathbf{q}_n = [q_i^k]$ é o vetor de dimensão $8n \times 1$ que reúne os vetores \mathbf{q}_K correspondentes aos totais nas linhas de cada submatriz;

- $q_m = [q_j]$ é o vetor de dimensão $m \times 1$ correspondente às somas nas colunas da matriz $V = [v_{ij}]$, a tabela de usos a preços ao consumidor, cuja transposta é designada por V' ;
- 1_n é um vetor unitário de dimensão $n \times 1$.

3.2 Projeções iniciais: caso geral

Tome-se $V_0 = [v_{ij0}]$ como a tabela de usos a preços ao consumidor do ano de referência da projeção, $V = [v_{ij}]$ a mesma tabela para o ano projetado, $X_{K0} = [x_{ij0}^k]$ a tabela auxiliar ou de usos a preços básicos do ano referência indexada por $K = \{U, IM, TM, TC, TP, TS, MC, MT\}$ e $A_K = [a_{ij}^k]$, como a estimativa inicial da mesma tabela indexada por K para o ano projetado.

Para cada ano projetado pelo método RAW, o ano de referência é o ano imediatamente anterior, cujos dados são indexados pelo subscrito 0 , como em v_{ij0} e x_{ij0}^k .⁸

Seja $\hat{A}_K = [\hat{a}_{ij}^k]$, o caso geral das estimativas iniciais, definido por:

$$\hat{a}_{ij}^k = \begin{cases} 0 & , \text{ para } v_{ij0} = 0 \text{ e } k \neq U \\ v_{ij} & , \text{ para } v_{ij0} = 0 \text{ e } k = U \\ x_{ij0}^k \cdot \frac{v_{ij}}{v_{ij0}} & , \text{ para } v_{ij0} \neq 0 \end{cases} . \quad (4)$$

Para as duas primeiras partes da definição, a célula correspondente da tabela de usos a preços ao consumidor é nula no ano referência ($v_{ij0} = 0$). A distribuição do valor v_{ij} será necessariamente arbitrária entre os a_{ij}^k no balanceamento da restrição W , pois todos os x_{ij0}^k são nulos. Como nesses casos, o valor de v_{ij} usualmente é pequeno, optou-se por alocá-lo todo a a_{ij}^U , zerando as células correspondentes das tabelas intermediárias.

O caso geral de fato é o da terceira parte da definição, em que as tabelas auxiliares e a tabela de usos a preços básicos serão estimadas aplicando às células da mesma tabela, para o ano referência, a taxa de crescimento observada para a célula correspondente na tabela de usos a preços ao consumidor. Conforme demonstrado na seção 2.2, esse procedimento é equivalente à construção de tabelas de *mark-up* proposta por Grijó e Berni (2006).

8. Na estimação definitiva dos anos de 2001 a 2004 por interpolação, que será apresentada na subseção 6.1, os anos de referência são fixados em 2000 e 2005, de maneira que o subscrito 0 indicará o ano 2000 e o subscrito 5 o ano 2005.

Algumas intervenções sobre as tabelas estimadas pelo procedimento da equação (4) são necessárias para completar as projeções iniciais, conforme o descrito nas subseções a seguir.

3.3 Coluna “variação de estoque” das tabelas A_U e A_{IM} :

A coluna de variação de estoques é difícil de projetar de maneira consistente, uma vez que suas células são resíduos e os sinais podem variar de ano para ano sem seguir qualquer padrão. Como os métodos de projeção derivados do RAS preservam os sinais das células da matriz de projeção inicial, um sinal invertido, que deveria ocorrer apenas no ano-base, propagar-se-á em todos os anos projetados se não forem adotadas intervenções adicionais na projeção inicial. Apenas as tabelas de usos a preços básicos X_U e importações X_{IM} têm entradas não nulas na coluna de variação de estoques. Então, são essas as tabelas nas quais as projeções sofrerão ajustes para lidar com esse problema.

As variações de estoques são conhecidas em todos os anos para a tabela de usos a preços de mercado V . A hipótese adotada para a projeção é que em geral os sinais das células da coluna de variação de estoques em X_U e X_{IM} devem ser os mesmos das células equivalentes em V .⁹ Assim, na projeção inicial, o ajuste consiste em modificar as células da coluna variação de estoques de X_U e X_{IM} nas quais o sinal for oposto ao sinal da célula equivalente na tabela V .¹⁰ Nesses casos, o valor absoluto da célula é igualado à unidade e o sinal é invertido.

Ou seja, designando por $\ddot{A}_K = [\ddot{a}_{ij}^k]$, a tabela com as intervenções sobre a variação de estoque, em que $j = E$ designa a coluna “variação de estoque”, teremos:

$$\ddot{a}_{iE}^k = \begin{cases} (-1) \cdot \frac{x_{iE0}^k}{|x_{iE0}^k|}, & \text{para } k \in \{U, IM\} \text{ e } \frac{x_{iE0}^k}{v_{iE0}} < 0. \\ \dot{a}_{iE}^k, & \text{nos demais casos;} \end{cases} \quad (5)$$

$$\ddot{a}_{ij}^k = \begin{cases} \ddot{a}_{iE}^k, & \text{para } j = E \\ \dot{a}_{ij}^k, & \text{para } j \neq E \end{cases} \quad (6)$$

9. Dos 110 produtos, no ano 2000, isso não ocorre em apenas três produtos de X_{IM} . No ano de 2005, há um produto de X_U e nove produtos de X_{IM} com sinal na variação de estoque diferente do sinal em V .

10. Como será exposto na subseção 4.5, pode ser necessário permitir o sinal contrário para que o algoritmo do RAW convirja. Em tais situações, que serão verificadas após a estimação de todas as tabelas, a estimativa inicial da variação de estoques na linha em questão sofrerá nova alteração e as tabelas serão estimadas outra vez.

3.4 Inversões de sinal ou zeragem na soma da linha

Intervenções também devem ser feitas quando o total da linha é nulo no ano projetado ($q_i^k = 0$) ou no ano referência ($q_{i0}^k = 0$), ou ainda quando há mudança de sinal no total da linha ($\frac{q_i^k}{q_{i0}^k} < 0$). Se $\ddot{\mathbf{A}}_K = [\ddot{a}_{ij}^k]$, é a tabela com as intervenções relacionadas aos totais nas linhas, define-se:

$$\ddot{a}_{ij}^k = \begin{cases} 0 & , \text{ para } q_i^k = 0; \\ v_{ij} \cdot \frac{q_i^k}{|q_i^k|} & , \text{ para } q_{i0}^k = 0 \text{ ou } \frac{q_i^k}{q_{i0}^k} < 0, \text{ exceto se } k = \text{TS e } j \in \mathbf{J}; \\ \ddot{a}_{ij}^k & , \text{ nos demais casos.} \end{cases} \quad (7)$$

Em que $\mathbf{J} = \{\text{Consumo da administração pública, Consumo das ISFLSF, Variação de estoque}\}$.

Na primeira parte da definição em (7), estipula-se que a célula da projeção inicial deve ser zerada se o total na linha é nulo no ano estimado.

Na segunda parte, quando o total da linha é nulo no ano de referência ou sofre inversão de sinal, a referência para a distribuição na linha será a linha correspondente da tabela de usos a preços ao consumidor, $\mathbf{V} = [v_{ij}]$. O termo que multiplica v_{ij} é necessário para adequar o sinal da célula, pois todos os elementos da tabela \mathbf{V} são não negativos, de maneira que o sinal deve ser invertido quando $q_i^k < 0$.

Quanto à exceção para as três colunas da tabela de outros impostos líquidos de subsídios \mathbf{ATS} , ela é necessária porque essas três colunas devem ser mantidas zeradas, em conformidade com as colunas no ano referência. Ela é aplicada somente à tabela \mathbf{ATS} , porque as outras duas tabelas que também devem ter essas colunas zeradas, \mathbf{ATC} e \mathbf{ATP} , não tiveram nenhuma linha enquadrada na segunda parte da definição (7) entre 2001 e 2005.

3.5 Tabela de imposto de importação \mathbf{ATM}

Na tabela de imposto de importações, será preservada a proporcionalidade com a tabela de importações, conforme a segunda parte da definição a seguir. Outra regra é usada nas colunas “Exportação de bens e serviços” e “Variação de estoque” da demanda final, que são zeradas para manter a coerência com as tabelas de imposto de importações dos anos de referência estimadas por Martinez (2014), nas quais essas colunas só têm entradas nulas. O mesmo deve ocorrer nas linhas em que o total de imposto de importação é nulo. Assim, se $\ddot{\mathbf{A}}_{IM} = [\ddot{a}_{ij}^{IM}]$ é a

projeção inicial da tabela de importações, para a tabela de imposto de importações a projeção inicial $\ddot{\mathbf{A}}_{TM} = [\ddot{a}_{ij}^{TM}]$ será dada por:

$$\ddot{a}_{ij}^{TM} = \begin{cases} 0, & \text{para: } \begin{cases} j = \text{exportações ou variação de estoque} \\ q_i^{TM} = 0 \end{cases} \\ \dot{a}_{ij}^{IM}, & \text{para os demais casos,} \end{cases} \quad (8)$$

E a forma geral das tabelas de projeção inicial atualizada com o imposto de importação estimado por (8) será dada por $\ddot{\mathbf{A}}_K = [\ddot{a}_{ij}^k]$, em que:

$$\ddot{a}_{ij}^k = \begin{cases} \ddot{a}_{ij}^{TM}, & \text{para } k = TM \\ \dot{a}_{ij}^k, & \text{para } k \neq TM \end{cases} \quad (9)$$

3.6 Valores negativos nas tabelas de margens, \mathbf{A}_{MC-} e \mathbf{A}_{MT-}

Após o cálculo conforme a equação (7), as projeções iniciais das tabelas de margens ainda sofrem ajustes nas respectivas linhas de distribuição dos totais nas colunas. Na tabela de margens de comércio $\mathbf{A}_{MC} = [a_{ij}^{MC}]$, a linha do produto “060101 – Comércio” será substituída pela linha com os totais de somas nas colunas da tabela $\mathbf{A}_{MC+} = [a_{ij}^{MC+}]$. O mesmo procedimento é adotado para a linha do produto “070101 – Transporte de carga” na tabela de margens de transporte $\mathbf{A}_{MT} = [a_{ij}^{MT}]$, considerando as somas nas colunas de $\mathbf{A}_{MT+} = [a_{ij}^{MT+}]$.

Assim, a partir de (9), $\mathbf{A}_{K+} = [a_{ij}^{k+}]$ e $\mathbf{A}_{K-} = [a_{ij}^{k-}]$ são definidas por:

$$a_{ij}^{k+} = \begin{cases} 0, & \text{para } \ddot{a}_{ij}^k \leq 0 \\ \ddot{a}_{ij}^k, & \text{para } \ddot{a}_{ij}^k > 0 \end{cases} \quad (10)$$

$$a_{ij}^{k-} = \begin{cases} \sum_{i=6n+1}^{7n} -a_{ij}^{MC+}, & \text{para } k = MC \text{ e } i = 060101 - \text{Comércio} \\ \sum_{i=7n+1}^{8n} -a_{ij}^{MT+}, & \text{para } k = MT \text{ e } i = 070101 - \text{Transporte de carga} \\ \ddot{a}_{ij}^k, & \text{para } k \notin \{MC, MT\} \text{ e } \ddot{a}_{ij}^k < 0 \\ 0, & \text{para } \ddot{a}_{ij}^k \geq 0 \end{cases} \quad (11)$$

Pela junção das definições (10) e (11), pode-se enfim definir as projeções iniciais das tabelas $\mathbf{A}_K = [a_{ij}^k]$, com $k \in \mathbf{K} = \{U, IM, TC, TP, TS, MC, MT\}$, por:

$$\mathbf{A}_K = \mathbf{A}_{K+} + \mathbf{A}_{K-} \Rightarrow [a_{ij}^k] = [a_{ij}^{k+} + a_{ij}^{k-}]. \quad (12)$$

4 MÉTODO RAW PARA PROJEÇÃO ANUAL DAS MIPs

Nesta seção, apresenta-se o *método RAW* para projeção das MIPs a partir de um ano-base em que as tabelas auxiliares estejam disponíveis. A projeção é derivada como resultado de um problema de minimização de perda de informação.

O procedimento aplicado para a projeção é uma ampliação do proposto por Grijó e Berni (2006). Ele será designado por método RAW, em vez de manter a sigla RAS como fazem Grijó e Berni, visto que os valores de soma na coluna são desconhecidos e não há restrição S no ajuste.

As principais diferenças do método RAW para Grijó e Berni (2006), além do procedimento para construção das projeções iniciais exposto na seção anterior, são: *i)* fundamentação como um problema de minimização de perda de informação; *ii)* generalização do algoritmo para tratar corretamente os valores negativos, conforme o GRAS; *iii)* tratamento diferenciado para os valores e sinais das colunas de variação de estoques; *iv)* linhas em que são distribuídos os totais por coluna de margens de comércio e transporte nas respectivas tabelas são atualizadas a cada rodada como somas nas colunas.

4.1 Problema de minimização de perda de informação.

Adota-se a função perda do GRAS com as correções propostas por Lenzen, Wood e Gallego (2007) e Huang, Kobayashi e Tanji (2008), a mesma adotada por Temurshoev e Timmer (2011) e Martinez (2014):

$$z_{ij}^k = \begin{cases} x_{ij}^k, & \text{se } a_{ij}^k \neq 0 \\ a_{ij}^k, & \\ 1, & \text{se } a_{ij}^k = 0 \end{cases}.$$

Para $a_{ij}^k \neq 0$, com $k \in \mathbf{K} = \{U, IM, TM, TC, TP, TS, MC, MT\}$, o problema de minimização de perda de informação é dado por:

$$z_{ij}^k = \operatorname{argmin} \sum_{i=1}^{8n} \sum_{j=1}^m |a_{ij}^k| \cdot (z_{ij}^k \cdot (\ln z_{ij}^k - 1) + 1),$$

sujeito a

$$(I) \quad \sum_{j=1}^m x_{ij}^k = \sum_{j=1}^m a_{ij}^k \cdot z_{ij}^k = q_i^k ; \quad (13)$$

$$(II) \quad \sum_{k \in K} x_{ij}^k = \sum_{k \in K} a_{ij}^k \cdot z_{ij}^k = v_{ij}.$$

A esse problema de minimização, associa-se a seguinte função lagrangeana:

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = & \sum_{i=1}^{8n} \sum_{j=1}^m a_{ij}^{k+} \cdot (z_{ij}^{k+} \cdot (\ln z_{ij}^{k+} - 1) + 1) - \sum_{i=1}^{8n} \sum_{j=1}^m a_{ij}^{k-} \cdot (z_{ij}^{k-} \cdot (\ln z_{ij}^{k-} - 1) + 1) \\ & - \sum_{i=1}^{8n} \lambda_i^k \cdot \left(\sum_{j=1}^m a_{ij}^k \cdot z_{ij}^k - q_i^k \right) \\ & - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \delta_{ij} \cdot \left(\sum_{k \in K} a_{ij}^k \cdot z_{ij}^k - v_{ij} \right). \end{aligned} \quad (14)$$

As condições de primeira ordem obtidas nas derivações em relação aos multiplicadores λ_i^k e δ_{ij} são as restrições (I) e (II) em (13). As demais condições de primeira ordem são:

- Para $a_{ij}^k \in \mathbf{A}_{K^+}$, com $\mathbf{K}^+ = \{U^+, IM^+, TM, TC, TP, TS^+, MC^+, MT^+\}$:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial z_{ij}^{k+}} = 0$$

$$\Rightarrow a_{ij}^{k+} \cdot (\ln z_{ij}^{k+} - 1) + a_{ij}^{k+} - \lambda_i^k \cdot a_{ij}^{k+} - \delta_{ij} \cdot a_{ij}^{k+} = 0$$

$$\Rightarrow a_{ij}^{k+} \cdot (\ln z_{ij}^{k+} - \lambda_i^k - \delta_{ij}) = 0$$

$$\text{Com } a_{ij}^{k+} \neq 0, z_{ij}^{k+} = \frac{x_{ij}^{k+}}{a_{ij}^{k+}}, r_i^k = e^{\lambda_i^k} \text{ e } w_{ij} = e^{\delta_{ij}};$$

$$x_{ij}^{k+} = r_i^k \cdot a_{ij}^{k+} \cdot w_{ij}. \quad (15)$$

Note-se que, para TM , TC e TP , o sinal $+$ não é necessário, porque essas tabelas só têm valores não negativos.

- Para $a_{ij}^k \in \mathbf{A}_{\mathbf{K}^-}$, com $\mathbf{K}^- = \{U^-, IM^-, TS^-\}$:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial z_{ij}^{k-}} = 0$$

$$\Rightarrow -a_{ij}^{k-} \cdot (\ln z_{ij}^{k-} - 1) - a_{ij}^{k-} - \lambda_i^k \cdot a_{ij}^{k-} - \delta_{ij} \cdot a_{ij}^{k-} = 0$$

$$\Rightarrow a_{ij}^{k-} \cdot (\ln z_{ij}^{k-} + \lambda_i^k + \delta_{ij}) = 0$$

$$\text{Com } a_{ij}^{k-} \neq 0, z_{ij}^{k-} = \frac{x_{ij}^{k-}}{a_{ij}^{k-}}, (r_i^k)^{-1} = e^{-\lambda_i^k} e (w_{ij})^{-1} = e^{-\delta_{ij}}:$$

$$x_{ij}^{k-} = (r_i^k)^{-1} \cdot a_{ij}^{k-} \cdot (w_{ij})^{-1}. \tag{16}$$

Como as tabelas indexadas por TM , TC e TP não têm entradas negativas, não estão incluídas neste caso.

As tabelas $\mathbf{A}_{\mathbf{MC}^-}$ e $\mathbf{A}_{\mathbf{MT}^-}$, as quais têm elementos não nulos apenas nas linhas em que há a distribuição das margens totais nas colunas, não se enquadram nesse caso, porque são ajustadas por um procedimento específico.¹¹ Os valores dessas linhas são calculados pela soma nas colunas das tabelas $\mathbf{A}_{\mathbf{MC}^+}$ e $\mathbf{A}_{\mathbf{MT}^+}$, com o sinal invertido:

- Para $a_{ij}^k \in \mathbf{A}_{\mathbf{K}^-}$, com $\mathbf{K}^- = \{\mathbf{MC}^-, \mathbf{MT}^-\}$:

$$x_{ij}^{k-} = \begin{cases} -q_j^{\mathbf{MC}^+} = \sum_{i=6n+1}^{7n} -x_{ij}^{\mathbf{MC}^+}, \text{ para } k = \mathbf{MC} \text{ e } i = 060101. \text{ Comércio;} \\ -q_j^{\mathbf{MT}^+} = \sum_{i=7n+1}^{8n} -x_{ij}^{\mathbf{MT}^+}, \text{ para } k = \mathbf{MT} \text{ e } i = 070101. \text{ Transporte de carga;} \\ 0, \text{ para os demais casos.} \end{cases} \tag{17}$$

11. Foi testada outra versão do método de projeção. Nelas, essas linhas de totais de margens de comércio e transporte são tratadas da mesma forma que as outras células: a projeção inicial foi construída de acordo com os dados do ano anterior; as tabelas $\mathbf{A}_{\mathbf{MC}^-}$ e $\mathbf{A}_{\mathbf{MT}^-}$ balanceadas da mesma forma que as outras $\mathbf{A}_{\mathbf{K}^-}$ e foram adicionadas duas outras restrições, de que as somas nas colunas das tabelas de margens de comércio e transporte são nulas. Esse método de projeção teve resultados inferiores ao do RAW na projeção para 2005, então não foi descrito para não aumentar a extensão do texto. Esse resultado é coerente com o fato de que essas linhas de totais de margens são calculadas pelo IBGE pela soma na coluna, de maneira que a estrutura de anos anteriores não seja relevante.

4.2 Cômputo dos multiplicadores r_i^k e w_{ij}

Para os multiplicadores r_i^k das linhas, as equações (15) e (16) são substituídas na restrição (I) de (13), resultando em:

$$\sum_{j=1}^m x_{ij}^k = \sum_{j=1}^m r_i^k \cdot a_{ij}^{k+} \cdot w_{ij} + \sum_{j=1}^m (r_i^k)^{-1} \cdot a_{ij}^{k-} \cdot (w_{ij})^{-1} = q_i^k$$

$$\Rightarrow (r_i^k)^2 \cdot \sum_{j=1}^m a_{ij}^{k+} \cdot w_{ij} - r_i^k \cdot q_i^k + \sum_{j=1}^m a_{ij}^{k-} \cdot (w_{ij})^{-1} = 0.$$

Serão três casos na definição dos multiplicadores das linhas. No primeiro caso, quando $q_i^k = 0$, todas as células da linha são nulas, então se define $r_i^k = 1$. Para as linhas de distribuição dos totais nas colunas de margens de comércio e transporte, não haverá balanceamento da linha, então também se define $r_i^{MC} = 1$ e $r_i^{MT} = 1$. No segundo caso, para linhas com $q_i^k > 0$, podem haver elementos positivos e negativos se forem linhas das tabelas de usos a preços básicos e de importações, enquanto nas demais tabelas os elementos são não negativos. A equação de segundo grau é resolvida considerando apenas a raiz positiva, porque os multiplicadores r_i^k são positivos. No terceiro caso, com $q_i^k < 0$, o que ocorre apenas na tabela de outros impostos menos subsídios, uma vez que as tabelas A_{MC-} e A_{MT-} não são balanceadas, os elementos da linha são todos não positivos, de tal forma que os termos a_{ij}^{k+} são todos nulos e a expressão para r_i^k torna-se diferente do caso anterior. As três partes da definição de r_i^k , correspondentes a cada um dos casos, estão em (18):

$$r_i^k = \begin{cases} 1 & , \text{para: } \begin{cases} k = MC \text{ e } i = 060101. \text{Comércio} \\ k = MT \text{ e } i = 070101. \text{Transporte de carga;} \end{cases} \\ q_i^k + \frac{\sqrt{(q_i^k)^2 - 4 \cdot (\sum_{j=1}^m a_{ij}^{k+} \cdot w_{ij}) \cdot (\sum_{j=1}^m \frac{a_{ij}^{k-}}{w_{ij}})}}{2 \cdot \sum_{j=1}^m a_{ij}^{k+} \cdot w_{ij}} & , \text{para } q_i^k > 0; \\ \frac{\sum_{j=1}^m \frac{a_{ij}^{k-}}{w_{ij}}}{q_i^k} & , \text{para } q_i^k < 0 \text{ exceto se } k = MC \text{ ou } k = MT. \end{cases} \quad (18)$$

Os multiplicadores w_{ij} são obtidos substituindo as equações (15), (16) e (17) na restrição (II) de (13), em que $K^* = \{U, IM, TS\}$, $K^{**} = \{MC, MT\}$, $K = K^* \cup K^{**} \cup \{TM, TC, TP\}$:

$$\sum_{k \in K} x_{ij}^k = \sum_{k \in K} r_i^k \cdot a_{ij}^{k+} \cdot w_{ij} + \sum_{k \in K^*} (r_i^k)^{-1} \cdot a_{ij}^{k-} \cdot (w_{ij})^{-1} + \sum_{k \in K^{**}} x_{ij}^{k-} = v_{ij}$$

$$\Rightarrow w_{ij}^2 \cdot \sum_{k \in K} r_i^k \cdot a_{ij}^{k+} - w_{ij} \cdot (v_{ij} - \sum_{k \in K^{**}} x_{ij}^{k-}) + \sum_{k \in K^*} (r_i^k)^{-1} \cdot a_{ij}^{k-} = 0.$$

Agrupando os termos entre parênteses:

$$C_{1ij} = \sum_{k \in K} r_i^k \cdot a_{ij}^{k+},$$

$$C_{2ij} = v_{ij} - \sum_{k \in K^{**}} x_{ij}^{k-} = \begin{cases} v_{ij} + q_j^{MC+}, & \text{para } i = 060101 - \text{Comércio} \\ v_{ij} + q_j^{MT+}, & \text{para } i = 070101 - \text{Transporte de carga} \\ v_{ij}, & \text{para os demais casos} \end{cases} \quad (19)$$

$$C_{3ij} = \sum_{k \in K^*} (r_i^k)^{-1} \cdot a_{ij}^{k-}$$

$$\Rightarrow w_{ij}^2 \cdot C_{1ij} - w_{ij} \cdot C_{2ij} + C_{3ij} = 0.$$

São três soluções possíveis, apresentadas na definição (20). No primeiro caso, se $C_{1ij} = 0$ e $v_{ij} = 0$, não são necessários ajustes nas respectivas células das tabelas balanceadas, então se define $w_{ij} = 1$. O segundo caso é a resolução da equação em (19) quando $C_{1ij} = 0$ e $v_{ij} \neq 0$, caso em que somente termos negativos são balanceados. O terceiro caso, por fim, é a solução da equação (19) para $C_{1ij} \neq 0$, com a raiz negativa desconsiderada.

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & , \text{para } C_{1ij} = 0 \text{ e } v_{ij} = 0 \\ \frac{C_{3ij}}{C_{2ij}} & , \text{para } C_{1ij} = 0 \text{ e } v_{ij} \neq 0 \\ \frac{C_{2ij} + \sqrt{C_{2ij}^2 - 4 \cdot C_{1ij} \cdot C_{3ij}}}{2 \cdot C_{1ij}} & , \text{para } C_{1ij} \neq 0. \end{cases} \quad (20)$$

4.3 Forma matricial das soluções

Para exprimir em forma matricial as soluções do método RAW de projeção, tomam-se, a seguir, as mesmas notações de Martinez (2014).

- Os vetores e matrizes de multiplicadores são designados por $\mathbf{r}_K = [r_i^k]$ e $\mathbf{W} = [w_{ij}]$
- Vetores unitários serão designados por \mathbf{t}_n ou \mathbf{t}_m , com dimensão de uma coluna por n ou m linhas, respectivamente.

- Sejam duas matrizes quaisquer $\mathbf{Y}_A = [y_{ij}^A]$ e $\mathbf{Y}_B = [y_{ij}^B]$ de mesma dimensão, as operações elemento a elemento de matrizes e vetores serão designadas pelas notações:
 - $\mathbf{Y}_A \odot \mathbf{Y}_B = [y_{ij}^A \cdot y_{ij}^B]$ é o produto elemento a elemento, ou produto de Hadamard, de \mathbf{Y}_A e \mathbf{Y}_B .
 - $\mathbf{Y}_A \oslash \mathbf{Y}_B = [y_{ij}^A / y_{ij}^B]$ é a divisão elemento a elemento de \mathbf{Y}_A e \mathbf{Y}_B , em que $y_{ij}^B \neq 0$, para todo i e j .
 - $(\mathbf{Y}_A)^{\circ 2} = [y_{ij}^{A^2}] = [y_{ij}^A \cdot y_{ij}^A]$ é o produto elemento a elemento de \mathbf{Y}_A pelo próprio \mathbf{Y}_A .
 - $(\mathbf{Y}_A)^{\circ 1/2} = [\sqrt{y_{ij}^A}]$ é a raiz quadrada elemento a elemento de \mathbf{Y}_A .
- Como é usual, a diagonalização de um vetor \mathbf{y} é designada por $\widehat{\mathbf{y}}$ e a transposição e a inversão de uma matriz são designadas por \mathbf{Y}' e \mathbf{Y}^{-1} , respectivamente.

Assim, com $\mathbf{K} = \{U, IM, TM, TC, TP, TS, MC, MT\}$, a forma matricial da definição dos multiplicadores das linhas em (18) é dada por:

$$r_K = \begin{cases} 1 & , \text{ para: } \begin{cases} q_i^k = 0 \\ k = MC \text{ e } i = 060101 - \text{Comércio} \\ k = MT \text{ e } i = 070101 - \text{Transporte} \end{cases} \\ \mathbf{B}_1 \oslash (2 \cdot ((\mathbf{A}_{k+} \odot \mathbf{W}) \cdot \mathbf{t}_m)) & , \text{ para } q_i^{\text{TS}} > 0 \\ ((\mathbf{A}_{k-} \oslash \mathbf{W}) \cdot \mathbf{t}_m) \oslash \mathbf{q}_k & , \text{ para } q_i^{\text{TS}} < 0 \end{cases} \quad (21)$$

Em que:

$$\mathbf{B}_1 = \mathbf{q}_k + \left((\mathbf{q}_k)^{\circ 2} - 4 \cdot ((\mathbf{A}_{k+} \odot \mathbf{W}) \cdot \mathbf{t}_m) \odot ((\mathbf{A}_{k-} \oslash \mathbf{W}) \cdot \mathbf{t}_m) \right)^{\circ 1/2}.$$

A forma matricial dos multiplicadores de soma das tabelas em (20), por sua vez, é dada por:

$$\mathbf{W} = \begin{cases} 1 & , \text{ para } C_{1ij} = 0 \text{ e } v_{ij} = 0 \\ \mathbf{C}_3 \oslash \mathbf{C}_2 & , \text{ para } C_{1ij} = 0 \text{ e } v_{ij} \neq 0 \\ \left(\mathbf{C}_2 + ((\mathbf{C}_2)^{\circ 2} - 4 \cdot \mathbf{C}_1 \odot \mathbf{C}_3)^{\circ 1/2} \right) \oslash (2 \cdot \mathbf{C}_1) & , \text{ para } v_{ij} \neq 0, \end{cases} \quad (22)$$

em que:

$$\begin{aligned}
 C_1 &= \hat{r}_U \cdot A_{U+} + \hat{r}_{IM} \cdot A_{IM+} + \hat{r}_{TM} \cdot A_{TM} + \hat{r}_{TC} \cdot A_{TC} + \hat{r}_{TP} \cdot A_{TP} + \hat{r}_{TS} \cdot A_{TS+} + \\
 &\quad + \hat{r}_{MC} \cdot A_{MC+} + \hat{r}_{MT} \cdot A_{MT+} \\
 C_2 &= V - X_{MC-} - X_{MT-} \\
 C_3 &= \hat{r}_U^{-1} \cdot A_{U-} + \hat{r}_{IM}^{-1} \cdot A_{IM-} + \hat{r}_{TS}^{-1} \cdot A_{TS-} .
 \end{aligned}$$

Por fim, as estimativas finais das tabelas auxiliares e de usos a preços básicos X_K , coerentes com as equações de (15) a (17), serão dadas por:

$$X_U = \hat{r}_U \cdot A_{U+} \odot W + \hat{r}_U^{-1} \cdot (A_{U-} \oslash W); \quad (23)$$

$$X_{IM} = \hat{r}_{IM} \cdot A_{IM+} \odot W + \hat{r}_{IM}^{-1} \cdot \left(\frac{A_{IM-}}{W} \right); \quad (24)$$

$$X_{TM} = \hat{r}_{TM} \cdot A_{TM} \odot W; \quad (25)$$

$$X_{TC} = \hat{r}_{TC} \cdot A_{TC} \odot W; \quad (26)$$

$$X_{TP} = \hat{r}_{TP} \cdot A_{TP} \odot W; \quad (27)$$

$$X_{TS} = \hat{r}_{TS} \cdot A_{TS+} \odot W + \hat{r}_{TS}^{-1} \cdot (A_{TS-} \oslash W); \quad (28)$$

$$X_{MC} = X_{MC+} + X_{MC-}; \quad (29)$$

em que:

$$\begin{aligned}
 X_{MC+} &= \hat{r}_{MC} \cdot A_{MC+} \odot W \\
 X_{MC-} &= \begin{cases} -1_n \cdot X_{MC+}, & \text{na linha referente a } i = 060101 - \text{Comércio} \\ 0 & \text{, nas demais células,} \end{cases} \quad (30)
 \end{aligned}$$

$$X_{MT} = X_{MT+} + X_{MT-} ;$$

em que:

$$\mathbf{X}_{MT+} = \hat{\mathbf{r}}_{MT} \cdot \mathbf{A}_{MT+} \odot \mathbf{W}$$

$$\mathbf{X}_{MT-} = \begin{cases} -\mathbf{t}_n \cdot \mathbf{X}_{MT+}, & \text{na linha referente a } i = 070101 - \text{Transporte de carga} \\ 0 & \text{, nas demais células.} \end{cases}$$

4.4 Algoritmo para o cômputo das soluções

Os valores das soluções \mathbf{X}_{MC-} e \mathbf{X}_{MT-} e dos multiplicadores \mathbf{r}_K e \mathbf{W} , os quais são interdependentes, serão calculados pelo seguinte algoritmo, programado em Matlab:

- *Passo 0:* obtenção das estimativas iniciais \mathbf{A}_K das tabelas de passagem e de usos a preços básicos, de acordo com o exposto na seção 3;
- *Passo 1:* a primeira rodada será o balanceamento das linhas, então considera-se $w_{ij} = 1$, para todas as células de $\mathbf{W} = [w_{ij}]$. Os multiplicadores \mathbf{r}_K serão calculados pela definição (21);
- *Passo 2:* com os \mathbf{r}_{MC} e \mathbf{r}_{MT} calculados no passo anterior, são computadas estimativas intermediárias das tabelas \mathbf{X}_{MC-} e \mathbf{X}_{MT-} , conforme as equações (29) e (30). Estas estimativas, assim como os demais multiplicadores \mathbf{r}_K calculados no passo anterior, serão empregadas no cômputo de \mathbf{W} pela equação (22);
- *Passos de 3 a N:* a cada etapa, os multiplicadores \mathbf{r}_K e \mathbf{W} e as tabelas \mathbf{X}_{MC-} e \mathbf{X}_{MT-} são estimados novamente tomando como dadas as estimativas dos passos anteriores. Este processo continua até que o maior elemento da matriz $DIF = \mathbf{W}_{(passo N)} - \mathbf{W}_{(passo N-1)}$ seja menor que 10^{-6} , que equivale a R\$ 1,00, uma vez que os valores das tabelas estão designados em milhões de reais;
- *Passo N+1:* as estimativas finais dos multiplicadores \mathbf{r}_K e \mathbf{W} são substituídas nas equações (23) a (30) para a obtenção das estimativas \mathbf{X}_K das tabelas auxiliares;
- *Passo N+2:* conforme o procedimento a ser exposto na próxima subseção, se não houver convergência do algoritmo para alguma das linhas, sinais são invertidos na coluna variação de estoques e toda a estimação até o passo $N+1$ é repetida;
- *Passo N+3:* toma-se o ano estimado como referência para o ano seguinte e os passos de 0 a $N+2$ são refeitos para este ano, o que se repete até que todos os anos estejam estimados.

Para a projeção de teste do método nos anos de 2001, 2002, 2003, 2004 e 2005, a convergência foi obtida, respectivamente, com $N = 234, 96, 45, 41$ e 86 . Nos anos de 2001 e 2002, a estimação foi repetida para resolver o problema mencionado no passo $N+2$.

4.5 Ajustes nas colunas de variação de estoques

Um dos problemas do método RAS e seus derivados é que o algoritmo pode não convergir quando as linhas e colunas balanceadas são esparsas, isto é, se possuem poucas células não nulas. Como expõem Miller e Blair (2009, p. 335), nesses casos pode ser impossível que essas células atendam simultaneamente as restrições de somas nas linhas e colunas. No método RAW, esse problema pode surgir se houver a combinação de linhas esparsas relacionadas à restrição R com somas esparsas de células relativas à restrição W . Em particular, como foi imposto na projeção inicial que as células não nulas de variação de estoque das tabelas estimadas devem ter os mesmos sinais das células equivalentes na tabela de usos a preços ao consumidor, esse problema pode ocorrer se for necessário que o sinal de alguma dessas células de variação de estoque seja o oposto.

Para as projeções de teste do método RAW de 2001 a 2005 a partir do ano 2000, isso ocorreu somente para o produto “020301 – Carvão mineral”, nos anos de 2001 e 2002. Na tabela intermediária de importações do ano 2000, a linha deste produto tem apenas duas células não nulas, ambas com valores positivos: nas compras do setor “0321 – Fabricação de aço e derivados” e na coluna variação de estoques. A mesma estrutura é reproduzida na projeção inicial de 2001. Ou seja, o total de importações deste produto deve ser alocado somente nessas duas células, somente com sinais positivos. O problema ocorre porque tais células também estão sujeitas à restrição W , mas a soma dos valores correspondentes a essas duas células na tabela de usos a preços ao consumidor é menor que o total na linha do produto na tabela de importações. Ou seja, mesmo que todo o valor destas duas células na tabela de usos a preços ao consumidor seja alocado somente na tabela de importações para respeitar a restrição W , ainda assim a soma nesta linha da tabela de importações será inferior ao total imposto pela restrição R . Com isso, o algoritmo não converge e os erros são propagados às outras tabelas também, além da tabela de importações.

A solução adotada consistiu em permitir valores com sinais invertidos na coluna variação de estoques, o que torna possível o atendimento simultâneo das restrições R e W . Como nos anos observados esse problema só ocorreu para um produto e no período de dois anos, seria simples inverter manualmente o sinal da variação de estoques em 2001 e 2002 para a linha do carvão mineral. Porém, para manter o método mais geral, considerando possíveis extensões futuras em que ele possa ser

aplicado a outros anos ou a outras combinações de tabelas iniciais, foi desenvolvido um algoritmo para a identificação e correção automática do problema.

Entre as tabelas estimadas, apenas a de usos a preços básicos e a de importações têm valores não nulos nas colunas de variação de estoques, então o algoritmo é desenhado para intervir no balanceamento dessas duas tabelas, quando necessário. Deve-se ressaltar que, uma vez que as estimações de todas as tabelas estão interligadas pela restrição W , erros na estimação de uma delas propagar-se-ão pelas outras. Por isso, pode ser necessário que a intervenção para corrigir o problema seja feita em outra tabela, não naquela em que o erro é observado, a princípio. No caso em questão, como é necessário aumentar a soma dos valores alocados nas duas células da linha “020301 – Carvão mineral” da tabela de importações, a intervenção ocorrerá na tabela de usos a preços básicos, com a inversão do sinal da variação de estoque de positivo para negativo. Apenas com essa troca de sinal, de maneira automática, o algoritmo RAW elevará o valor da variação de estoque na tabela de importações no montante necessário para atender a restrição R na linha, enquanto um valor correspondente será lançado com sinal negativo na variação de estoques da tabela de usos a preços básicos para atender a restrição W .

De forma geral, se uma das duas tabelas X_U ou X_{IM} tem um erro de estimação na linha relacionado ao sinal da variação de estoque, provocará outro erro na linha equivalente da outra tabela de magnitude semelhante e com sinal oposto. A correção dependerá de qual tabela deve ter a soma na linha elevada e qual deve ter a soma na linha reduzida. Cabe destacar que, em razão das intervenções nas projeções iniciais das colunas de variação de estoque descritas na seção 3, necessariamente serão iguais os sinais das células correspondentes nas colunas de variação de estoque de X_U e X_{IM} . Sofrerão os ajustes as linhas em que o erro para o valor conhecido de soma na linha, em valor absoluto, for maior que 0,5, que é a margem de arredondamento do IBGE. Na linha em que houver o problema, a intervenção dependerá do sinal das células de variação de estoque em X_U e X_{IM} : se ambas forem positivas, será igualada a -1 aquela cuja soma da linha deve ser diminuída; se ambas forem negativas, será igualada a 1 aquela cuja soma precisa ser aumentada. A seguir, todo o balanceamento do RAW é repetido, substituindo as células alteradas nas projeções iniciais. As células de variação de estoque que sofrem as intervenções são igualadas a 1 ou -1 para que, no ajuste da linha pelo RAW, recebam uma alocação pequena de valores, apenas para tornar o ajuste possível.

O algoritmo que corrige esse problema foi integrado ao exposto na subseção anterior e é acionado no *passo* $N+2$. Suas etapas são apresentadas a seguir.

- *Passo 0*: após a estimação das tabelas X_R no *passo* $N+1$ do algoritmo RAW, explicado na subseção 4.4, são calculados vetores de erros nas linhas para as tabelas de usos a preços básicos e importações, respectivamente

$\mathbf{e}_U = [e_i^U]$ e $\mathbf{e}_{IM} = [e_i^{IM}]$, em que $\mathbf{e}_K = \mathbf{X}_K \cdot \mathbf{t}_m - \mathbf{q}_K$ para $K = \{U, IM\}$.

- *Passos de 1 até M*: sejam $\mathbf{x}_E^U = [x_{iE}^U]$ e $\mathbf{x}_E^{IM} = [x_{iE}^{IM}]$ as colunas de variação de estoque das tabelas \mathbf{X}_U e \mathbf{X}_{IM} , respectivamente, da mesma forma que $\mathbf{a}_E^U = [a_{iE}^U]$ e $\mathbf{a}_E^{IM} = [a_{iE}^{IM}]$ são as colunas correspondentes nas projeções iniciais destas tabelas. As projeções iniciais dessas colunas serão alteradas conforme a seguinte regra, aplicada a cada linha $i = \{1, \dots, n\}$.
 - Para $e_i^U > 0,5$ e $e_i^{IM} < -0,5$:
 - Se $x_{iE}^U > 0$ e $x_{iE}^{IM} > 0 \Rightarrow$ define-se $a_{iE}^U = -1$;
 - Se $x_{iE}^U < 0$ e $x_{iE}^{IM} < 0 \Rightarrow$ define-se $a_{iE}^{IM} = 1$.
 - Para $e_i^U < -0,5$ e $e_i^{IM} > 0,5$:
 - Se $x_{iE}^U > 0$ e $x_{iE}^{IM} > 0 \Rightarrow$ define-se $a_{iE}^{IM} = -1$;
 - Se $x_{iE}^U < 0$ e $x_{iE}^{IM} < 0 \Rightarrow$ define-se $a_{iE}^U = 1$.
 - Para demais casos, a_{iE}^U e a_{iE}^{IM} não são alterados.
- *Passo M+1*: todo o processo de projeção pelo algoritmo RAW é repetido, substituindo nas projeções iniciais \mathbf{A}_U e \mathbf{A}_{IM} as células alteradas nos passos de 1 a M.

4.6 Matriz inversa de Leontief

Com a tabela \mathbf{X}_U estimada, segue-se com o procedimento das notas técnicas da MIP 2000/2005 (IBGE, 2008) para a obtenção da matriz inversa de Leontief. Devem ser assumidas hipóteses de correspondência entre produtos e setores para a passagem da TRU, que relaciona produtos a setores, para a MIP, que relaciona setores a setores.

Tomam-se as seguintes definições de matrizes e vetores:

- \mathbf{X}_R é a tabela de recursos, com os setores nas colunas e produtos nas linhas;
- \mathbf{X}_r é a parte da tabela \mathbf{X}_R apenas com as colunas dos setores de atividade, de dimensão $n \times n$;
- \mathbf{X}_u é a parte da tabela de usos a preços básicos \mathbf{X}_U apenas com as colunas dos setores de atividade, sem as colunas da demanda final, de dimensão $n \times n$;
- \mathbf{g} é o vetor de produção total dos setores de atividade, de dimensão $n \times 1$, que é igual à transposição da linha de somas nas colunas da tabela \mathbf{X}_u ;

- q_U , o vetor de dimensão $n \times 1$ de demanda total de cada produto a preços básicos, dado pela soma nas linhas de X_U , é igual ao vetor de somas nas linhas de X_r , que correspondem à produção total de cada produto; e
- I é a matriz identidade de dimensão $n \times n$.

Sumariamente, as etapas para o cômputo da MIP, a partir das tabelas intermediárias estimadas, são as descritas a seguir.

- 1) Para a correspondência entre produtos e setores na produção, adota-se a hipótese de tecnologia do setor, segundo a qual as informações disponíveis são sobre a estrutura de insumos das atividades, não dos produtos. Calcula-se então a matriz B dos coeficientes técnicos de produto por atividade: $B = X_u \cdot \hat{g}^{-1}$, em que \hat{g}^{-1} é a inversa do vetor g diagonalizado.
- 2) Para a alocação da demanda por cada produto aos setores, segue-se a proporção da participação de cada setor na produção do produto. Isso é feito pelo cálculo da matriz D de *market-share*: $D = X_r' \cdot \hat{q}_U^{-1}$, em que X_r' é a transposta da matriz X_r .
- 3) A matriz K de coeficientes técnicos intersetoriais é dada por: $K = D \cdot B$.
- 4) Por fim, a matriz de insumo-produto ou matriz inversa de Leontief L é calculada por: $L = (I - K)^{-1}$.

5 DESEMPENHO DO MÉTODO DE ESTIMAÇÃO RAWs/RAW

Nesta seção, o desempenho do método de estimação RAWs/RAW é avaliado com a MIP 2005 projetada pelo RAW, com base na MIP 2000, que inclui as tabelas auxiliares estimadas pelo RAWs em Martinez (2014). A estimativa pelo método RAWs/RAW é comparada com a MIP 2005 divulgada pelo IBGE e com a estimada por Guilhoto e Sesso-Filho (2010) para o mesmo ano.¹²

Seguindo Jensen (1980), Miller e Blair (2009, p. 323-327) classificam em duas formas a precisão na estimação de MIPs: partitiva e holística. A precisão partitiva refere-se a medidas de desempenho na estimação de células individuais, aplicadas à matriz de coeficientes intersetoriais K . A precisão holística diz respeito ao desempenho nos usos mais frequentes da matriz inversa de Leontief L , como o cálculo de multiplicadores de impacto.

Ambos os tipos de medidas são aplicados em um ano em que a matriz é conhecida e pode ser comparada com as estimativas da mesma matriz produzidas

12. A MIP 2005 calculada pelo método de Guilhoto e Sesso-Filho foi obtida no *site* do Nereus, <<http://goo.gl/leMijn>>.

pelos métodos sob teste. As chamadas medidas partitivas resultam da aplicação, sobre a matriz conhecida em confronto com a estimada, de procedimentos para calcular a distância entre duas matrizes. Variam conforme os critérios adotados para aferir o erro na estimação de cada célula e ponderar os erros de todas as células. Por sua vez, as medidas holísticas, que são aplicadas especificamente à matriz inversa de Leontief, comparam multiplicadores e outras métricas de impacto intersetoriais computadas para a MIP conhecida e a estimada. De acordo com Miller e Blair, as medidas partitivas são mais rigorosas, mas um bom desempenho nas medidas holísticas pode ser suficiente para fins práticos.

No presente estudo, serão aplicados os dois tipos de medidas, considerando todas as informações disponíveis para 2005 do conjunto de tabelas que compõem a MIP. Esse conjunto de informações empregado na mensuração de desempenho é mais abrangente que o considerado em outras estimativas das MIPs brasileiras. Grijó e Berni (2006) não apresentam medidas de avaliação do seu método de projeção. Em Guilhoto e Sesso-Filho (2005, 2010), verifica-se a precisão holística pela comparação de medidas de impacto extraídas da matriz L .

Nesta seção, algumas das medidas de precisão holística adotadas por Guilhoto e Sesso-Filho são calculadas para a matriz L de 2005 estimada pelo método RAWs/RAW. Medidas de precisão partitiva serão aplicadas sobre tabelas e vetores disponibilizados pelo IBGE para 2005. As tabelas são a de usos a preços básicos X_U e a auxiliar de importações X_{IM} . Os vetores são somas de colunas das tabelas auxiliares que podem ser extraídas da tabela H apresentada em Martinez (2014): soma total dos três tipos de impostos (q_m), margens de comércio (h_{MC}) e margens de transporte mais impostos incidentes sobre o produto “070101 – Transporte de carga” (h_{MT}).

5.1 Medidas de precisão holística

Para aferir a precisão holística do método de estimação RAWs/RAW, foram aplicadas à matriz inversa de Leontief L de 2005 as medidas de ligações intersetoriais que são adotadas em ambos os artigos de Guilhoto e Sesso-Filho (2005, 2010): multiplicadores de produção simples e índices de Rasmussen-Hirschman, para frente e para trás. Para cada uma dessas medidas, resulta um vetor com 55 componentes, correspondente ao número p de setores de produção. Tais vetores calculados para a matriz L estimada são comparados com os correspondentes da matriz L divulgada pelo IBGE, por índices de correlação de Pearson e Spearman. As correlações são confrontadas com as mesmas medidas calculadas para a MIP 2005 de Guilhoto e Sesso-Filho (2010).

Multiplicador de produção simples

O multiplicador de produção simples – conforme a nomenclatura de Miller e Blair (2009, p. 245), ou multiplicador de produção tipo I, segundo Guillhoto e Sesso-Filho – de cada setor da matriz é dado pela soma de todos os elementos da matriz \mathbf{L} na coluna correspondente. Representa o aumento de demanda na economia como um todo decorrente da expansão em uma unidade na demanda final do setor. Se $\mathbf{L} = [l_{ij}]$ é a matriz inversa de Leontief, o multiplicador de produção simples do setor j , com $j = \{1, \dots, p\}$, é dado por:

$$m_j = \sum_{i=1}^p l_{ij}. \quad (31)$$

De maneira que $\mathbf{m} = [m_j]$ é o vetor de multiplicadores de produção simples, de dimensão $p \times 1$.

Índice de ligações intersetoriais de Rasmussen-Hirschman para trás

Mede a capacidade de estímulo no resto da economia da demanda final do setor, assim como o multiplicador de produção, mas é normalizado pela média dos elementos de \mathbf{L} , de maneira que os setores com índices maiores que 1 têm capacidade de encadeamento acima da média e aqueles com índices menores que 1 têm capacidade abaixo da média. Os índices Rasmussen-Hirschman (RH) para trás são calculados dividindo o multiplicador de produção pelo número de setores e dividindo novamente pela média dos elementos da matriz de Leontief. Ou seja, se $\mathbf{rht} = [rht_j]$ é o vetor com os índices RH para trás, correspondentes a todos os setores de atividades $j = \{1, \dots, p\}$, temos:

$$rht_j = \left(\frac{m_j}{p}\right) / \left(\sum_{j=1}^p \frac{m_j}{p^2}\right).$$

Simplificando e substituindo a expressão (31) em m_j , chega-se a:

$$rht_j = \frac{\sum_{i=1}^p l_{ij}}{\sum_j \sum_i \frac{l_{ij}}{p}}. \quad (32)$$

Índice de ligações intersetoriais de Rasmussen-Hirschman para frente

Estão relacionados ao papel estratégico do setor como ofertante de recursos ao resto da economia. Os índices RH para frente são computados apenas substituindo

na expressão (32) a soma na coluna pela soma dos elementos na linha da matriz de Leontief. Assim, se $\mathbf{rhf} = [rhf_i]$ é o vetor com os índices RH para frente, correspondentes a todos os setores de atividades $i = \{1, \dots, p\}$, temos:

$$rhf_i = \frac{\sum_{j=1}^p l_{ij}}{\sum_i \sum_j \frac{l_{ij}}{p}} \quad (33)$$

As correspondências entre os multiplicadores de produção e índices RH de ligações intersetoriais calculados para a matriz estimada e os calculados para a matriz do IBGE são avaliadas pelos índices de correlação de Pearson e Spearman, como fazem Guillhoto e Sesso-Filho (2005, 2010). O coeficiente de correlação de Pearson mede a correspondência entre duas séries de valores, enquanto o coeficiente de correlação de Spearman mede a correspondência do ordenamento entre as duas séries de valores.

A tabela 1 apresenta, para os dois métodos considerados, os índices de correlação de Pearson e Spearman dos índices RH calculados pela MIP do IBGE contra os calculados pelo método em questão. Os índices de correlação dos multiplicadores de produção tipo I não são apresentados porque, por construção, são iguais aos dos índices RH para trás.

TABELA 1
Comparação de diferentes métodos na estimação da matriz inversa de Leontief (L), 2005

Métodos	RH para trás		RH para frente	
	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman
RAWS/RAW	0,992	0,984	0,9997	0,998
Guilhoto e Sesso-Filho	0,957	0,946	0,9948	0,984

Fontes: IBGE (2007, 2008) e Guillhoto e Sesso-Filho (2010).
 Elaboração própria.

Da tabela nota-se que, de acordo com as quatro medidas consideradas, a precisão holística do método RAWS/RAW é superior à do método de Guillhoto e Sesso-Filho. A diferença é mais acentuada no índice RH para trás, cujas medidas de correlação são as mesmas do multiplicador de produção simples. No índice RH para frente, em que as diferenças dos dois métodos são menores, as correlações para o método RAWS/RAW só não são arredondadas para a unidade com três ou quatro casas decimais.

Apesar das diferenças, pode-se perceber que a diferenciação entre os métodos é pequena nas medidas holísticas, uma vez que a precisão holística já era alta no método de Guilhoto e Sesso-Filho. Na próxima subseção, com a apresentação dos métodos partitivos, mais elementos de comparação são considerados.

5.2 Medidas de precisão partitiva: tabelas de usos a preços básicos X_U e de importações X_{IM}

Para o ano de 2005, o IBGE divulga junto à MIP as tabelas X_U e X_{IM} , que serão utilizadas para a aferição da precisão partitiva do método de estimação. Serão empregadas medidas de posição e de dispersão para comparar os métodos.

Dos cinco critérios de posição adotados, os três primeiros são apresentados em Miller e Blair (2009, p. 334) como medidas de distância entre duas matrizes. Os dois últimos, que são médias ponderadas em termos percentuais desenvolvidas de acordo com medidas anteriores, serão enfatizados nos comentários, porque sua interpretação é mais imediata.

Em cada uma das medidas, emprega-se a notação:

- $X_K = [x_{ij}^k]$ é a tabela de dimensão $n \times m$ divulgada pelo IBGE, com $k \in K = \{U, IM\}$;
- $\hat{X}_K = [\hat{x}_{ij}^k]$ é a tabela de dimensão $n \times m$ estimada, com $k \in K = \{U, IM\}$;

As medidas de posição adotadas são:

- *Desvio absoluto médio (DAM)*

É a média aritmética dos desvios, em valores absolutos, entre as células correspondentes das tabelas X_K e \hat{X}_K . É calculado por:

$$DAM = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \frac{|\hat{x}_{ij}^k - x_{ij}^k|}{n \cdot m} \quad (34)$$

- *Desvio absoluto ponderado (DAP)*

Essa medida é a média ponderada dos desvios absolutos, em que os fatores de ponderação são iguais à proporção entre o valor absoluto da célula correspondente em X_K e a soma dos valores absolutos de todas as células desta matriz. Assim:

$$DAP = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \frac{|x_{ij}^k|}{\sum_i \sum_j |x_{ij}^k|} \cdot |\hat{x}_{ij}^k - x_{ij}^k| \quad (35)$$

- *Desvio absoluto percentual médio (DAPM)*

Trata-se da média aritmética dos desvios proporcionais, em valores absolutos, das células da tabela $\hat{\mathbf{X}}_K$ em relação às correspondentes em \mathbf{X}_K .¹³ Sua fórmula de cálculo é:

$$DAPM = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \frac{1}{n \cdot m} \cdot \left| \frac{\hat{x}_{ij}^k - x_{ij}^k}{x_{ij}^k} \right|. \quad (36)$$

- *Desvio absoluto percentual ponderado (DAPP)*

Definido como a média ponderada dos valores absolutos dos desvios proporcionais, com a ponderação dada pela razão entre o valor absoluto da célula em \mathbf{X}_K e a soma dos valores absolutos de todas as células de \mathbf{X}_K . Ou seja,

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \frac{|x_{ij}^k|}{\sum_i \sum_j |x_{ij}^k|} \cdot \left| \frac{\hat{x}_{ij}^k - x_{ij}^k}{x_{ij}^k} \right|.$$

Que, simplificada, se torna:

$$DAPP = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \frac{|\hat{x}_{ij}^k - x_{ij}^k|}{\sum_i \sum_j |x_{ij}^k|}. \quad (37)$$

Note-se que a mesma medida é obtida dividindo o desvio absoluto médio (DAM) pela média dos valores absolutos das células de \mathbf{X}_K :

$$DAPP = \frac{DAM}{\text{média}(|x_{ij}^k|)} = \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \frac{|\hat{x}_{ij}^k - x_{ij}^k|}{n \cdot m} \right) / \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \frac{|x_{ij}^k|}{n \cdot m} \right) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \frac{|\hat{x}_{ij}^k - x_{ij}^k|}{\sum_i \sum_j |x_{ij}^k|}.$$

- *Desvio absoluto ponderado total (DAPT)*

Por fim, esta medida é obtida pela razão da média ponderada dos desvios absolutos, que é a medida DAP, sobre a média ponderada das células da tabela \mathbf{X}_K , em valor absoluto. Ou seja:

13. Para as células em que $x_{ij}^k = 0$, foi considerado $x_{ij}^k = 1$ no denominador do erro proporcional.

$$DAPT = \left(\sum_{i=n}^n \sum_{j=1}^m \frac{|x_{ij}^k|}{\sum_i \sum_j |x_{ij}^k|} \cdot |\hat{x}_{ij}^k - x_{ij}^k| \right) / \left(\sum_{i=n}^n \sum_{j=1}^m \frac{|x_{ij}^k|}{\sum_i \sum_j |x_{ij}^k|} \cdot |x_{ij}^k| \right). \quad (38)$$

A tabela 2 apresenta as cinco medidas de posição, calculadas para os métodos RAWS/RAW e Guilhoto e Sesso-Filho nas tabelas X_U e X_{IM} .

TABELA 2

Medidas de posição para a comparação de métodos na estimação das tabelas de usos a preços básicos (X_U) e de importações (X_{IM}), 2005

Tabelas/Métodos	DAM	DAP	DAPM	DAPP	DAPT
Usos a preços básicos					
RAWS/RAW	12	138	5%	2%	0,3%
Guilhoto e Sesso-Filho	50	1.772	29%	9%	4%
Importações					
RAWS/RAW	7	357	44%	19%	9%
Guilhoto e Sesso-Filho	22	1.046	293%	58%	26%

Fontes: IBGE (2007, 2008) e Guilhoto e Sesso-Filho (2010).
Elaboração própria.

Em todas as medidas e para as duas tabelas, os erros são consideravelmente menores no método RAWS/RAW. Contrastando as duas tabelas, X_U e X_{IM} , nota-se que as medidas proporcionais de erros são menores para a tabela de usos a preços básicos. Particularmente relevantes são as duas últimas medidas, por serem erros proporcionais aferidos a partir de médias ponderadas. Para essas duas medidas, o erro médio não é muito elevado na estimação de X_U pelo método de Guilhoto e Sesso-Filho, mas ainda assim foi reduzido substancialmente no método RAWS/RAW. Na tabela X_{IM} , os erros médios nas medidas DAPP e DAPT são altos para o método Guilhoto e Sesso-Filho e mais razoáveis no método RAWS/RAW.

Para avaliar a dispersão das estimativas, serão aplicados dois tipos de medidas de dispersão. A primeira medida é o desvio-padrão dos desvios absolutos, designado pela sigla DP na Tabela 3.¹⁴ A outra é a proporção das células com desvios proporcionais superiores a 10%, 25%, 50% e 100%. Essas medidas de dispersão estão na tabela 3.

14. Também foi calculado o desvio-padrão dos desvios proporcionais, mas os resultados não são apresentados por serem muito elevados (acima de 1.000%, para as duas tabelas e nos dois métodos), porque não há ponderação, de maneira que as células com valor nulo ou quase nulo podem ter erros proporcionais muito altos e influenciar bastante a medida final.

TABELA 3

Medidas de dispersão para a comparação de métodos na estimação das tabelas de usos a preços básicos (X_U) e de importações (X_{IM}), 2005
(Em %)

Tabelas/Métodos	DP	% de setores com erro superior a:			
		10	25	50	100
Usos a preços básicos					
RAWS/RAW	77	6	2	0,9	0,5
Guilhoto e Sesso-Filho	446	21	7	5	0,8
Importações					
RAWS/RAW	64	15	10	6	2
Guilhoto e Sesso-Filho	161	28	24	19	13

Fontes: IBGE (2007, 2008) e Guilhoto e Sesso-Filho (2010).
Elaboração própria.

Todas as medidas de dispersão dos erros são menores no método RAWS/RAW. Para o desvio-padrão, a diferença entre os métodos é maior na tabela X_U . O desvio-padrão das tabelas X_U e X_{IM} é semelhante para o método RAWS/RAW, mas para o método de Guilhoto e Sesso-Filho ele é bem maior na tabela X_U .

Na medida de proporção de setores com erro superior ao designado, para o método RAWS/RAW, há erro proporcional superior a 10% em apenas 6% das células na tabela X_U e em 15% das células na tabela X_{IM} . Conforme se aumenta o erro estipulado, essas proporções de células diminuem até que para erros superiores a 100% do valor da célula a proporção é quase nula na tabela X_U e de 2% na tabela X_{IM} . Na comparação com o método de Guilhoto e Sesso-Filho, nota-se que inicialmente a diferença entre os métodos é maior na tabela X_U , mas, conforme se aumenta o erro estipulado, a diferença torna-se maior para a tabela X_{IM} . Por fim, cabe apontar que em ambos os métodos essas medidas de erro são maiores na tabela X_{IM} em comparação com X_U .

5.3. Medidas de precisão partitiva: vetores de soma de impostos q_m , margens de comércio h_{MC} e margens de transporte h_{MT} totais por coluna

As MIPs 2000 e 2005 divulgadas pelo IBGE não apresentam as tabelas auxiliares de ICMS (X_{TC}), IPI (X_{TP}), outros impostos líquidos de subsídios (X_{TS}), margens de comércio (X_{MC}) e margens de transporte (X_{MT}). Entretanto, os dados divulgados para tais anos trazem informações a respeito das somas nas colunas destas tabelas auxiliares, as quais foram utilizadas no método RAWS de Martinez (2014) para a estimação das cinco tabelas. Para empregar essa informação no teste do método RAWS/RAW de estimação de MIPs, a MIP 2000 – que inclui as cinco tabelas estimadas pelo RAWS – é projetada para todos os anos até 2005.

As somas nas colunas dessas tabelas auxiliares estimadas para 2005 serão então confrontadas com a informação extraída da MIP divulgada pelo IBGE para testar a precisão do método na estimação de tais tabelas.

Da MIP 2005 divulgada pelo IBGE, são extraídos os vetores \mathbf{q}_m , \mathbf{h}_{MC} e \mathbf{h}_{MT} , conforme os procedimentos descritos em Martinez (2014). Recapitulando, seja a matriz \mathbf{H} definida por $\mathbf{H} = \mathbf{V} - \mathbf{X}_U - \mathbf{X}_{IM} - \mathbf{X}_{TM}$, com as tabelas de usos a preços ao consumidor (\mathbf{V}), usos a preços básicos (\mathbf{X}_U) e importações (\mathbf{X}_{IM}) dadas pelo IBGE e a tabela de imposto de importações (\mathbf{X}_{TM}), calculada a partir da tabela de importações de acordo com o descrito em Martinez (2014, seção 3.1). O vetor \mathbf{q}_m é composto pelas somas nas colunas de \mathbf{H} , enquanto os vetores \mathbf{h}_{MC} e \mathbf{h}_{MT} são, respectivamente, as linhas referentes aos produtos “060101 – Comércio” e “070101 – Transporte de carga” em \mathbf{H} .

Esses três vetores serão empregados para testar a estimação das cinco tabelas auxiliares mencionadas. O vetor \mathbf{q}_m é igual às somas nas colunas da tabela de impostos \mathbf{X}_T , formada pela junção dos três tipos de impostos, $\mathbf{X}_T = \mathbf{X}_{TC} + \mathbf{X}_{TP} + \mathbf{X}_{TS}$. O vetor \mathbf{h}_{MC} , com o sinal invertido, corresponde às somas nas colunas da tabela \mathbf{X}_{MC+} de margens de comércio sem a linha em que os totais são lançados com os sinais negativos, que é a do produto “060101 – Comércio”. Por fim, o vetor \mathbf{h}_{MT} , também com o sinal invertido, é a coleção das somas nas colunas \mathbf{X}_{MT+} de margens de comércio sem a linha em que os totais são lançados com os sinais negativos, acrescidas dos impostos (ICMS e outros impostos líquidos de subsídios) que incidem sobre o produto “070101 – Transporte de carga”.

Esses três vetores são comparados aos seus equivalentes calculados como somas de colunas das tabelas auxiliares estimadas para 2005. Para isso, são empregadas as mesmas medidas partitivas expostas na subseção anterior, com os ajustes necessários por se tratar da comparação de vetores e não de matrizes.

Para as medidas de posição, as expressões equivalentes às equações (34) a (38) – em que q_j^k representa os elementos dos vetores \mathbf{q}_m , \mathbf{h}_{MC} e \mathbf{h}_{MT} calculados pelos dados do IBGE e \hat{q}_j^k os elementos dos mesmos vetores calculados pelas tabelas auxiliares estimadas – são iguais a:

- *Desvio absoluto médio (DAM)*

$$DAM = \sum_{j=1}^m \frac{|\hat{q}_j^k - q_j^k|}{m}. \quad (39)$$

- *Desvio absoluto ponderado (DAP)*

$$DAP = \sum_{j=1}^m \frac{|q_j^k|}{\sum_j |q_j^k|} \cdot |\hat{q}_j^k - q_j^k|. \quad (40)$$

- *Desvio absoluto percentual médio (DAPM)*

$$DAPM = \sum_{j=1}^m \frac{1}{m} \cdot \left| \frac{\hat{q}_j^k - q_j^k}{q_j^k} \right|. \quad (41)$$

- *Desvio absoluto percentual ponderado (DAPP)*

$$DAPP = \sum_{j=1}^m \frac{|\hat{q}_j^k - q_j^k|}{\sum_j |q_j^k|}. \quad (42)$$

- *Desvio absoluto ponderado total (DAPT)*

$$DAPT = \left(\sum_{j=1}^m \frac{|q_j^k|}{\sum_j |q_j^k|} \cdot |\hat{q}_j^k - q_j^k| \right) / \left(\sum_{j=1}^m \frac{|q_j^k|}{\sum_j |q_j^k|} \cdot |q_j^k| \right). \quad (43)$$

Os resultados dessas medidas, calculadas para os métodos RAWS/RAW e Guilhoto e Sesso-Filho nos três vetores, são apresentados na tabela 4. Os resultados para os impostos totais são apresentados com e sem o setor exportações da demanda final porque o erro nessa coluna para os impostos é consideravelmente maior que o das outras, principalmente no método de Guilhoto e Sesso-Filho, o que distorce algumas das medidas.

Novamente, todas as medidas de posição dos erros são menores para o método RAWS/RAW, com diferenças expressivas entre os métodos. Nas medidas de erros ponderados percentuais, DAPP e DAPT, as diferenças vão de 19 a 36 pontos percentuais. Para o método RAWS/RAW, essas duas medidas são particularmente baixas nas margens de comércio, entre 0% e 1%, mas para os impostos e margens de transporte também são pequenas, não superando 5%.

As medidas partitivas de dispersão na estimação dos três vetores são apresentadas na tabela 5, com duas diferenças em relação às medidas de dispersão da tabela 3. A primeira é que não é apresentado só o desvio-padrão dos erros absolutos, o qual é designado por $|d|$, mas também o desvio-padrão dos erros proporcionais, $|d\%|$.

A outra diferença é que, em vez da proporção de células com erro superior ao designado, é exibida uma contagem do número de setores com erros mais altos, considerando o total de 61 setores, que inclui a demanda final.

TABELA 4

Medidas de posição para a comparação de métodos na estimação dos vetores de somas nas colunas de impostos totais (q_m), margens de comércio (h_{MC}) e margens de transporte (h_{MT}), 2005

Tabelas/Métodos	DAM	DAP	DAPM	DAPP	DAPT
Impostos					
RAWS/RAW	223	717	12%	5%	1%
Guilhoto e Sesso-Filho	1.761	15.514	745%	36%	22%
Impostos (sem exportações)					
RAWS/RAW	225	717	10%	5%	1%
Guilhoto e Sesso-Filho	1.456	15.510	59%	29%	22%
Margens de comércio					
RAWS/RAW	64	159	3%	1%	0,2%
Guilhoto e Sesso-Filho	924	13.578	16%	20%	19%
Margens de transporte					
RAWS/RAW	33	52	13%	5%	2%
Guilhoto e Sesso-Filho	206	915	30%	38%	38%

Fontes: IBGE (2007, 2008) e Guilhoto e Sesso-Filho (2010).
Elaboração própria.

TABELA 5

Medidas de dispersão para a comparação de métodos na estimação dos vetores de somas nas colunas de impostos totais (q_m), margens de comércio (h_{MC}) e margens de transporte (h_{MT}), 2005

Tabelas/Métodos	Desvio-padrão		Nº de setores com erro superior a:				
	d	d%	10%	25%	50%	100%	Total
Impostos							
RAWS/RAW	388	22%	20	6	3	1	61
Guilhoto e Sesso-Filho	4.621	5.359%	54	43	28	11	61
Impostos (sem exportações)							
RAWS/RAW	391	13%	19	5	2	0	60
Guilhoto e Sesso-Filho	3.989	55%	53	42	27	10	60
Margens de comércio							
RAWS/RAW	109	4%	4	0	0	0	61
Guilhoto e Sesso-Filho	3.824	23%	29	12	4	1	61
Margens de transporte							
RAWS/RAW	67	30%	20	6	2	1	61
Guilhoto e Sesso-Filho	622	32%	48	26	14	2	61

Fontes: IBGE (2007, 2008) e Guilhoto e Sesso-Filho (2010).
Elaboração própria.

Essas medidas de dispersão são menores para o método RAWS/RAW. Quanto ao desvio-padrão, a diferença entre os métodos só é pequena para os erros percentuais das margens de transporte. Na contagem de setores com erros superiores ao estipulado, as diferenças entre os métodos são expressivas, principalmente nas primeiras colunas. Note-se que no vetor de margens de comércio estimado pelo RAWS/RAW apenas quatro setores têm erros superiores a 10% e nenhum tem erro superior a 25%.

6 RESULTADOS: ESTIMATIVAS FINAIS DAS MIPs 2000-2005

Nesta seção, são apresentados os procedimentos para a obtenção das estimativas finais da série de MIPs anuais. Entre 2001 e 2004, o método RAWS/RAW será adaptado para interpolar as MIPs de 2000 e 2005. De 2006 a 2009, será aplicado o RAWS/RAW para a projeção com base na MIP 2005, com alguns ajustes em razão de especificidades dos dados para esses anos.

6.1 MIPs 2001-2004: interpolação das MIPs 2000 e 2005

As MIPs projetadas de 2001 a 2005, com base na MIP 2000, utilizadas na seção anterior para testar o método de estimação RAWS/RAS, serão substituídas por suas versões definitivas. As MIPs 2000 e 2005 serão as divulgadas pelo IBGE, com os ajustes para a revisão 2005-2009 das Contas Nacionais expostos em Martinez (2014) e as tabelas auxiliares estimadas pelo RAWS.

Já as estimativas definitivas das MIPs 2001 a 2004 serão obtidas de acordo com os ajustes no método RAW para interpolar as MIPs 2000 e 2005, respeitando-se as restrições impostas pelas TRUs divulgadas para cada ano (IBGE, 2011). A interpolação é uma projeção em que a estimativa inicial é dada por uma média ponderada das projeções das tabelas correspondentes para os anos-base, no caso 2000 e 2005 (Temurshoev, Webb e Yamano, 2011, p. 94). Para cada ano interpolado, a média ponderada será calculada com base em duas matrizes de projeção associadas a cada um dos anos-base, \mathbf{P}_0 e \mathbf{P}_5 . Sejam $\mathbf{V}_Y = [v_{ijy}]$ as tabelas de usos a preços ao consumidor dos anos-base; $\mathbf{V} = [v_{ij}]$ a mesma tabela para cada ano interpolado; e $\mathbf{P}_Y = [p_{ijy}]$ as matrizes de projeção, em que $y \in Y = \{0, 5\}$ é o indexador dos anos 2000 e 2005. Defina-se:

$$p_{ijy} = \begin{cases} 1 & , \text{para } v_{ijy} = 0 \\ \frac{v_{ij}}{v_{ijy}} & , \text{para } v_{ijy} \neq 0 \end{cases} \quad (44)$$

As matrizes de projeção serão aplicadas sobre as respectivas tabelas dos anos-base $\mathbf{X}_{KY} = [x_{ijy}^k]$, em que $k \in K = \{U, IM, TC, TP, TS, MC, MT\}$ é o indexador da

tabela e $y \in Y = \{0, 5\}$ é o indexador do ano-base. Mas as colunas de variação de estoque dessas tabelas deverão sofrer ajustes de sinais antes da projeção, pois como foi discutido na seção 3, em geral, os sinais das células nas colunas de variação de estoques devem ser os mesmos das células equivalentes na tabela de usos a preços ao consumidor. Assim, se $\dot{X}_{KY} = [\dot{x}_{ijy}^k]$ indica a tabela com o ajuste na coluna variação de estoque, a qual é designada por $j = E$, teremos:

$$\dot{x}_{ijy}^k = \begin{cases} (-1) \cdot \frac{x_{ijy}^k}{|x_{ijy}^k|}, & \text{para } j = E \text{ e } \frac{x_{iEy}^k}{v_{iEy}} < 0 \\ x_{ijy}^k, & \text{nos demais casos.} \end{cases} \quad (45)$$

Com isso, para cada um dos anos interpolados, o caso geral das estimativas iniciais será designado por $\dot{A}_K = [\dot{a}_{ij}^k]$, com $k \in K = \{U, IM, TC, TP, TS, MC, MT\}$, e definido por:

$$\dot{a}_{ij}^k = \begin{cases} 0, & \text{para } v_{ij0} = v_{ij5} = 0 \text{ e } k \neq U \\ v_{ij}, & \text{para } v_{ij0} = v_{ij5} = 0 \text{ e } k = U \\ \left(\frac{5-\gamma}{5}\right) \cdot p_{ij0} \cdot \dot{x}_{ij0}^k + \left(\frac{\gamma}{5}\right) \cdot p_{ij5} \cdot \dot{x}_{ij5}^k, & \text{para } v_{ij0} \neq 0 \text{ ou } v_{ij5} \neq 0. \end{cases} \quad (46)$$

em que $\gamma \in \{1, 2, 3, 4\}$ é um indexador dos anos de 2001 a 2004, que define ponderações variantes conforme o ano esteja mais próximo de um ou outro ano-base, e $X_{KY} = [x_{ijy}^k]$ é a tabela correspondente a A_K nos anos-base, com $y \in Y = \{0, 5\}$.

Nos dois primeiros casos da definição, quando a célula da tabela V_Y é nula em ambos os anos-base e não nula no ano projetado, deve-se adotar um critério de distribuição do valor v_{ij} entre os a_{ij}^k para que a restrição W do balanceamento venha a ser respeitada. Como na seção 3, o valor será todo destinado à célula da tabela \dot{A}_U , e a célula correspondente nas tabelas auxiliares será nula.

O caso geral é o da terceira parte da definição. Quando pelo menos uma das células v_{ijy} não for nula nos anos-base, o valor da célula \dot{a}_{ij}^k será determinado por uma média ponderada das projeções dos valores das células correspondentes nos dois anos-base.

Assim como na formação das estimativas iniciais para projeção a partir de um ano-base, explicada na seção 3, também na interpolação são necessários alguns ajustes à definição mais geral em (46), apresentados nos itens a seguir:

- *Inversões de sinal ou zeragem na soma da linha*

As intervenções referentes a mudanças de sinal e zeragem no total da linha estão na definição (47), onde $\dot{\mathbf{A}}_K = [\dot{a}_{ij}^k]$ é a tabela que sofreu essas mudanças:

$$\ddot{a}_{ij}^k = \begin{cases} p_{ij0} \cdot \dot{x}_{ij0}^k, & \text{para } \frac{q_i^k}{q_{i0}^k} > 0 \text{ e } \frac{q_i^k}{q_{i5}^k} < 0; \\ p_{ij5} \cdot \dot{x}_{ij5}^k, & \text{para } \frac{q_i^k}{q_{i0}^k} < 0 \text{ e } \frac{q_i^k}{q_{i5}^k} > 0; \\ v_{ij} \cdot \frac{q_i^k}{|q_i^k|}, & \text{para } q_i^k \neq 0 \text{ e } q_{i0}^k = q_{i5}^k = 0; \\ 0, & \text{para: } \begin{cases} q_i^k = 0 \\ k = \text{TS e } j \in \mathbf{J} \end{cases}; \\ \dot{a}_{ij}^k, & \text{nos demais casos,} \end{cases} \quad (47)$$

em que $\mathbf{J} = \{\text{Consumo da administração pública, Consumo das ISFLSE, Variação de estoque}\}$.

Nos dois primeiros casos, quando há mudança de sinal no total da linha de 2000 para 2005, somente o ano-base cujo total na linha tiver o mesmo sinal da linha no ano interpolado será utilizado na projeção.¹⁵ No terceiro caso, quando os dois anos-base têm total na linha nulo e o ano interpolado é não nulo, considera-se a linha da tabela de usos a preços ao consumidor, com ajuste no sinal. O quarto caso, em que as células são zeradas, ocorre se o total na linha é nulo no ano projetado e, para as colunas especificadas da tabela \mathbf{A}_{TS} , para manter nulas células que podem ter sido alteradas indevidamente nos casos anteriores.

- *ii) Coluna “variação de estoque” das tabelas \mathbf{A}_U e \mathbf{A}_{IM}*

Para a interpolação, os ajustes nas colunas de variação de estoques são mais complicados que na projeção, pois são várias as combinações possíveis de trocas de sinais e zeragens nos dois anos-base e nos anos projetados. Todos os casos são apresentados na definição (49), com $\dot{\mathbf{A}}_K = [\dot{a}_{ij}^k]$ como a matriz já com essas intervenções na variação de estoques, conforme o definido em (48).

15. Não ocorrem casos em que o sinal muda em relação a 2000 no ano interpolado e então muda novamente, tornando a ser igual ao sinal de 2000 no ano 2005 ($\frac{v_{iE}}{v_{iE0}} < 0$ e $\frac{v_{iE}}{v_{iE5}} < 0$). Se tais casos ocorressem, seriam enquadrados na terceira parte da definição, $\dot{a}_{ij}^k = v_{ij} \cdot \frac{q_i^k}{|q_i^k|}$.

$$\ddot{a}_{ij}^k = \begin{cases} \ddot{a}_{iE}^k, & \text{para } j = E \\ \ddot{a}_{ij}^k, & \text{para } j \neq E \end{cases} \quad (48)$$

em que $j = E$ é a coluna *Varição de estoque*.

Apenas as tabelas \mathbf{A}_{IJ} e \mathbf{A}_{IM} têm células não nulas de variação de estoque, cujos valores nas projeções iniciais serão estabelecidos com base nos sinais das respectivas células da tabela de usos a preços ao consumidor do mesmo ano interpolado $\mathbf{V} = [v_{ij}]$ e dos anos-base $\mathbf{V}_0 = [v_{ij0}]$ e $\mathbf{V}_5 = [v_{ij5}]$.

Para uma compreensão mais intuitiva da definição (49), consideremos o valor nulo como um terceiro sinal, ou seja, cada célula pode ter três sinais possíveis: $\{+, -, 0\}$. Pode-se então dizer que, conforme os dois primeiros casos de (49), quando o sinal de v_{ij} é igual ao de um dos anos-base e diferente do outro, considera-se apenas a projeção do ano-base com o mesmo sinal. No terceiro caso da definição, quando o sinal de v_{ij} é diferente dos dois anos-base, iguala-se a variação de estoque a 1 ou -1 , sem mudar o sinal. Por fim, no quarto caso, a projeção não é alterada, o que ocorre se o sinal de v_{ij} for igual ao de v_{ij0} e v_{ij5} .

$$\ddot{a}_{iE}^k = \begin{cases} p_{iE0} \cdot \dot{x}_{iE0}^k, & \text{para: } \begin{cases} \frac{v_{iE}}{v_{iE0}} > 0 \text{ e } \frac{v_{iE}}{v_{iE5}} < 0 \\ \frac{v_{iE}}{v_{iE0}} > 0 \text{ e } v_{iE5} = 0 \\ v_{iE} = v_{iE0} = 0 \text{ e } v_{iE5} \neq 0; \end{cases} \\ p_{iE5} \cdot \dot{x}_{iE5}^k, & \text{para: } \begin{cases} \frac{v_{iE}}{v_{iE0}} < 0 \text{ e } \frac{v_{iE}}{v_{iE5}} > 0 \\ v_{iE0} = 0 \text{ e } \frac{v_{iE}}{v_{iE5}} > 0 \\ v_{iE0} \neq 0 \text{ e } v_{iE} = v_{iE5} = 0; \end{cases} \\ \frac{\dot{a}_{iE}^k}{|\ddot{a}_{iE}^k|}, & \text{para: } \begin{cases} \frac{v_{iE}}{v_{iE0}} < 0 \text{ e } \frac{v_{iE}}{v_{iE5}} < 0 \\ v_{iE} \neq 0 \text{ e } v_{iE0} = v_{iE5} = 0 \\ v_{iE0} = 0 \text{ e } \frac{v_{iE}}{v_{iE5}} < 0 \\ \frac{v_{iE}}{v_{iE0}} < 0 \text{ e } v_{iE5} = 0; \end{cases} \\ \dot{a}_{iE}^k, & \text{para: } \begin{cases} \frac{v_{iE}}{v_{iE0}} > 0 \text{ e } \frac{v_{iE}}{v_{iE5}} > 0 \\ v_{iE} = v_{iE0} = v_{iE5} = 0. \end{cases} \end{cases} \quad (49)$$

- *Tabela de imposto de importação A_{TM}*

Para a tabela de imposto de importação, o processo é igual ao descrito na seção 3. No caso geral, as proporções serão as mesmas da tabela de importações. As células serão nulas quando o total da linha for nulo e nas colunas de exportações e variação de estoque. Portanto, a tabela $\ddot{A}_{TM} = [\ddot{a}_{ij}^{TM}]$ é dada por:

$$\ddot{a}_{ij}^{TM} = \begin{cases} 0 & , \text{para: } \begin{cases} j = \text{exportações ou variação de estoque} \\ q_i^{TM} = 0 \end{cases} \\ \dot{a}_{ij}^{IM} & , \text{para os demais casos.} \end{cases} \quad (50)$$

De maneira que $\ddot{A}_K = [\ddot{a}_{ij}^k]$ é igual a:

$$\ddot{a}_{ij}^k = \begin{cases} \ddot{a}_{ij}^{TM} & , \text{para } k = TM \\ \dot{a}_{ij}^k & , \text{para } k \neq TM \end{cases} \quad (51)$$

- *Valores negativos nas tabelas de margens, A_{MC-} e A_{MT-}*

As tabelas A_{MC-} e A_{MT-} também seguirão o exposto na seção 3. Seja $A_{K+} = [a_{ij}^{k+}]$ definida por:

$$a_{ij}^{k+} = \begin{cases} 0 & , \text{para } \ddot{a}_{ij}^k \leq 0 \\ \ddot{a}_{ij}^k & , \text{para } \ddot{a}_{ij}^k > 0 \end{cases} \quad (52)$$

As tabelas $A_{K-} = [a_{ij}^{k-}]$, com $k \in K = \{MC, MT\}$, serão definidas nas linhas de totais pelas somas das margens nas colunas e, nas outras linhas, serão nulas. A definição geral de $A_{K-} = [a_{ij}^{k-}]$ é dada por:

$$a_{ij}^{k-} = \begin{cases} \sum_{i=6n+1}^{7n} -a_{ij}^{MC+} & , \text{para } k = MC \text{ e } i = 060101 - \text{Comércio;} \\ \sum_{i=7n+1}^{8n} -a_{ij}^{MT+} & , \text{para } k = MT \text{ e } i = 070101 - \text{Transporte de carga;} \\ \ddot{a}_{ij}^k & , \text{para } k \notin \{MC, MT\} \text{ e } \ddot{a}_{ij}^k < 0. \\ 0 & , \text{para } \ddot{a}_{ij}^k \geq 0 \end{cases} \quad (53)$$

Finalmente, unindo as expressões (52) e (53), as projeções iniciais das tabelas $\mathbf{A}_K = [a_{ij}^k]$, com $k \in K = \{U, IM, TC, TP, TS, MC, MT\}$, serão definidas por:

$$\mathbf{A}_K = \mathbf{A}_{K+} + \mathbf{A}_{K-} \Rightarrow [a_{ij}^k] = [a_{ij}^{k+} + a_{ij}^{k-}]. \quad (54)$$

Dadas as projeções iniciais em (54), as estimativas finais dos anos interpolados serão obtidas pelo algoritmo RAW, conforme os procedimentos descritos na seção 4. Tomando N como o número de iterações do algoritmo apresentado na subseção 4.4, para os anos de 2001, 2002, 2003 e 2004 a convergência foi obtida, respectivamente, com $N = 149, 58, 57$ e 46 .

6.2 MIPs 2006-2009: projeção da MIP 2005

Para estimar as MIPs de 2006 a 2009, será empregado o método RAW, exposto na seção 4. Em vez da MIP 2000, a MIP 2005 será o ano-base, incluindo as tabelas auxiliares estimadas pelo RAWS (Martinez, 2014) e os ajustes da revisão 2005-2009 das Contas Nacionais.

A única diferença no procedimento será na construção das projeções iniciais, especificamente nas tabelas \mathbf{A}_{TC} e \mathbf{A}_{TP} . Para os anos de 2006 a 2009, ocorrem nessas duas tabelas situações em que o total na linha é nulo no ano referência ($q_i^k = 0$), que então não oferece parâmetros para a distribuição do total na linha do ano projetado. Nesses casos, adota-se o procedimento exposto na seção 3, ou seja, a linha correspondente da tabela de usos a preços ao consumidor $\mathbf{V} = [v_{ij}]$ do ano projetado é usada como referência. Entretanto, deve-se respeitar a estrutura das tabelas de ICMS e IPI discutida na seção 3.3 de Martinez (2014): elementos nulos nas colunas de exportações e de setores industriais, exceto “0301 – Alimentos e bebidas”, além dos procedimentos diferenciados para o produto “030702 – Papel e papelão, embalagens e artefatos”. Ademais, como na \mathbf{A}_{TS} , também em \mathbf{A}_{TC} e \mathbf{A}_{TP} há três colunas que devem ser mantidas nulas, em conformidade com o ano referência. Assim, a definição (7) será substituída por:

$$a_{ij}^k = \begin{cases} 0 & , \text{ para } q_i^k = 0; \\ v_{ij} \cdot \frac{q_i^k}{|q_i^k|} & , \text{ para } q_{i0}^k = 0 \text{ ou } \frac{q_i^k}{q_{i0}^k} < 0, \text{ exceto se: } \begin{cases} k \in \{TC, TP, TS\} \text{ e } j \in \mathbf{J}^* \\ k \in \{TC, TP\} \text{ e } j \in \mathbf{J}^{**} \\ k \in \{TC, TP\} \text{ e } i, j = P, I \end{cases} \\ \ddot{a}_{ij}^k & \text{ definida por (74), nos demais casos;} \end{cases} \quad (7^*)$$

em que $\mathbf{J}^* = \{\text{Consumo da administração pública, Consumo das ISFLSF, Variação de estoque}\}$; $\mathbf{J}^{**} = \{\text{setores da indústria, exceto a coluna } j = 0301. \text{ Alimentos e bebidas e a linha } i = 030702. \text{ Papel e papelão, embalagens e artefatos}\}$; $P = 030702. \text{ Papel}$

e papelão, embalagens e artefatos e J = 030801. Jornais, revistas, discos e outros produtos gravados.

Para os anos 2006, 2007, 2008 e 2009, a convergência do algoritmo RAW (seção 4.4) foi obtida, respectivamente, com $N = 157, 74, 59$ e 68 .

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Apresentou-se neste texto o algoritmo RAW para projeção de MIPs, o qual aprimora o método de Grijó e Berni (2006), adotando avanços recentes da literatura de projeção de matrizes para fazer o melhor uso da informação disponível nas MIPs e nas TRUs da década de 2000. Combinado com o algoritmo RAWS de Martinez (2014), dá origem ao método RAWS/RAW para a estimação anual das matrizes de insumo-produto, aplicado à referência 2000 das contas nacionais. Os dois algoritmos podem ser apresentados como um único método, porque o RAW é uma extensão natural do RAWS, adotando seus desenvolvimentos metodológicos e as tabelas estimadas em Martinez (2014). A diferença é o conjunto de dados considerado: enquanto o RAWS estima as tabelas auxiliares da MIP para 2000 e 2005, o RAW projeta as MIPs completas de 2001-2004 e 2006-2009.

Para testar o método, as tabelas de 2005 foram estimadas apenas com as informações da MIP 2000 e as TRUs 2001-2005, aplicando o RAW à MIP 2000, completada pelas tabelas auxiliares estimadas com o RAWS em Martinez (2014). Essas estimativas de teste do método RAWS/RAW foram comparadas com as mesmas tabelas estimadas para 2005 por Guilhoto e Sesso-Filho (2010) e com a MIP 2005 original do IBGE. Em todas as medidas – holísticas e partitivas, de posição e de dispersão – o desempenho do RAWS/RAW foi melhor. Nas medidas partitivas, que fazem a comparação célula a célula das tabelas e vetores, as diferenças entre métodos são mais marcantes que nas medidas holísticas, que comparam métricas de impacto intersetoriais extraídas da matriz inversa de Leontief.

Conforme as medidas partitivas, o ganho de precisão com a estimação pelo RAWS/RAW foi considerável na tabela de usos a preços básicos, mas foi ainda maior nas tabelas auxiliares. Esse é um resultado relevante, pois a disponibilidade de estimativas precisas das tabelas auxiliares é importante para variadas aplicações, como estudos sobre efeitos de choques nas importações (Dietzenbacher, Albino e Kutztz, 2005) e efeitos de impostos na estrutura produtiva (Siqueira, Nogueira e Souza, 2001).

Há que se destacar ainda que, embora o método tenha sido desenvolvido para a estimação das MIPs anuais na referência 2000 do SCN, ele poderá ser adaptado para a referência 2010 do SCN e outras mudanças de referência futuras. Entre a submissão deste artigo e até o momento de sua redação final, o IBGE (2015a, 2015b) lançou as TRUs para 2010-2013 na nova referência do SCN. Com as mudanças de classificações e de procedimentos de cômputo para alguns produtos e atividades,

os novos dados não são diretamente comparáveis com os da referência anterior, então não é possível simplesmente aplicar o algoritmo RAW aos anos de 2010 a 2013.

Entretanto, podemos cogitar duas possibilidades para estender o método à nova referência. A primeira seria aguardar que o IBGE divulgue MIPs no SCN 2010, quando então o método RAWS/RAW poderá ser aplicado, com ajustes a depender de quais tabelas auxiliares forem divulgadas. A segunda seria tentar adaptar o método para a série de TRUs 2000-2013 obtidas por retroprolação do ano 2010. Contudo, as TRUs 2000-2009 retroproladas também não são diretamente comparáveis às originais, de maneira que para transportar informações utilizadas pelo RAWS/RAW das TRUs originais para as retroproladas seria necessária uma tentativa prévia de compatibilização dessas TRUs, o que foge do escopo do presente artigo.

Assim, duas extensões naturais deste trabalho seriam esses procedimentos para adaptar o método à referência 2010 do SCN. Contudo, cabe destacar que a base conceitual do método RAWS/RAW também pode ser aplicada a outros problemas relacionados a MIPs, como a estimação de Matrizes de Contabilidade Social.

REFERÊNCIAS

BACHARACH, M. **Biproportional matrices and input-output change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1970.

DEMING, W. E.; STEPHAN, F. F. On a least-squares adjustment of a sampled frequency table when the expected marginal totals are known. **The annals of mathematical statistics**, v. 11, n. 4, p. 427-444, dez. 1940.

DIETZENBACHER, E.; ALBINO, V.; KUHTZ, S. **The fallacy of using US-type Input-Output tables**. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON INPUT-OUTPUT TECHNIQUES, 15., Beijing: 2005.

GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das contas nacionais. **Economia aplicada**, São Paulo, v. 9, n. 2, p. 277-299, abr./jun. 2005.

_____. Estimação da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das contas nacionais: aplicação e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005. **Economia & tecnologia**, ano 6, v. 23, p. 53-62, out./dez. 2010.

GRIJÓ, E.; BERNI, D. A. Metodologia completa para a estimativa de matrizes de insumo-produto. **Teoria e evidência econômica**, Passo Fundo, v. 14, n. 26, p. 9-42, mai. 2006.

HUANG, W.; KOBAYASHI, S.; TANJI, H. Updating an input-output matrix with sign-preservation: some improved objective functions and their solutions. **Economic systems research**, v. 20, n. 1, p. 111-123, mar. 2008.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Matriz de insumo-produto**: Brasil 1996. Rio de Janeiro: IBGE, 1999.

_____. **Sistema de contas nacionais**: Brasil 2004-2005. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. (Contas Nacionais, n. 20).

_____. **Matriz de insumo-produto**: Brasil 2000-2005. Rio de Janeiro: IBGE, 2008. (Contas Nacionais, n. 23).

_____. **Sistema de contas nacionais**: Brasil 2005-2009. Rio de Janeiro: IBGE, 2011. (Contas Nacionais, n. 34).

_____. **Sistema de contas nacionais**: Brasil 2010-2011. Rio de Janeiro: IBGE, 2015a. (Contas Nacionais, n. 44).

_____. **Sistema de contas nacionais**: Brasil 2010-2013. Rio de Janeiro: IBGE, 2015b. (Contas Nacionais, n. 46).

JACKSON, R. W.; MURRAY, A. T. Alternative input-output matrix updating formulations. **Economic systems research**, v. 16, n. 2, p. 135-148, jun. 2004.

JENSEN, R. C. The concept of accuracy in regional input-output models. **International Regional Science Review**, v. 5, n. 2, p. 139-154, 1980.

JUNIUS, T.; OOSTERHAVEN, J. The solution of updating or regionalizing a matrix with both positive and negative entries. **Economic Systems Research**, v.15, n. 1, p. 87-96, maio 2003.

KULLBACK, S.; LIEBLER, R. A. On information and sufficiency. **The annals of mathematical statistics**, v. 22, n. 1, p. 79-86, mar. 1951.

LAHR, M. L.; DE MESNARD, L. Biproportional techniques in input-output analysis: table updating and structural analysis. **Economic Systems Research**, v. 16, n. 2, p. 115-134, jun. 2004.

LENZEN, M.; WOOD, R.; GALLEGO, B. Some comments on the Gras method. **Economic Systems Research**, v. 19, n. 4, p. 461-465, dez. 2007.

MARTINEZ, T. S. Estimação das tabelas auxiliares de impostos e margens da Matriz de Insumo-Produto com mínima perda de informação: algoritmo RAWs. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 44, n. 2, p. 289-336, ago. 2014.

MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. **Input-output analysis**: foundations and extensions. 2. ed. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 2009.

SIQUEIRA, R.; NOGUEIRA, J.; SOUZA, E. A incidência final dos impostos indiretos no Brasil: efeitos da tributação de insumos. **Revista Brasileira de Economia**, v. 55, n. 4, p. 513-544, out./dez. 2001.

STONE, R. Multiple classifications in social accounting. **Bulletin de l'Institut International de Statistique**, v. 39, n. 3, p. 215-233, 1962.

STONE, R.; BROWN, A. **A computable model of economic growth**. London: Chapman & Hall, 1962.

TEMURSHOEV, U.; TIMMER, M. P. Joint estimation of supply and use tables. **Papers in Regional Science**, Oxford, v. 90, n. 4, p. 863-882, nov. 2011.

TEMURSHOEV, U.; WEBB, C.; YAMANO, N. Projection of supply and use tables: methods and their empirical assessment. **Economic Systems Research**, v. 23, n. 1, p. 91-123, mar. 2011.

DEMANDA POR MEIOS DE TRANSPORTE NA GRANDE SÃO PAULO: UMA ANÁLISE DE POLÍTICAS PÚBLICAS

Rodrigo Menon S. Moita¹
Carlos Eduardo M. Lopes²

Este artigo estima a demanda por meios de transporte na Região Metropolitana de São Paulo (RMSP) e analisa o efeito de políticas públicas de transporte sobre as escolhas dos usuários e, em última instância, sobre o trânsito da cidade. Estimamos um modelo de escolha discreta usando dados da Pesquisa Origem e Destino do Metrô. Os resultados mostram que a introdução de corredores de ônibus tem pouco efeito sobre a escolha dos usuários, e que estações de metrô provocam migração moderada de usuários do carro para metrô e ônibus. Por outro lado, políticas que afetam o custo de uso do carro mostraram-se mais eficazes. Simulações feitas sobre a introdução de um pedágio urbano mostram que a cobrança de pequenas taxas causaria uma redução substancial no número de veículos em circulação: pedágios que cobrassem 1 real ou 5 reais de quem circulasse pelo centro expandido da cidade reduziriam o trânsito de carros em 5% e 50%, respectivamente.

Palavras-chave: estimação de demanda, logit, trânsito, pedágio urbano.

TRANSPORTATION MODE DEMAND IN THE CITY OF SAO PAULO: A PUBLIC POLICY ANALYSIS

This paper estimates the demand for transportation in the Sao Paulo Metropolitan Area (RMSP) and analyzes the effect of public transport policies on users' choices and on the city traffic. We estimate a discrete choice model using data from the Origin and Destination Survey. The results show that the introduction of bus lanes has little effect on users mode choice, and subway stations cause moderate migration of car users to subways and buses. Conversely, policies that affect the cost of car use have proven most effective. Simulations on the introduction of a congestion pricing show that charging small fees would cause a substantial reduction in the number of vehicles in circulation: a toll of 1 or 5 reais from those driving through the expanded downtown would reduce car traffic in 5% and 50%, respectively.

JEL: C25, R41, R48.

1 INTRODUÇÃO

O presente artigo trata do problema do trânsito na Região Metropolitana de São Paulo (RMSP).³ Estimamos a demanda por diferentes meios de transporte na região – ônibus, carro e metrô – e usamos o modelo estimado para analisar o impacto que diferentes políticas públicas teriam sobre as escolhas dos cidadãos.

1. Insper. *E-mail*: <rodrigomsm@insper.edu.br>.

2. Metrô. *E-mail*: <ce.morotti@uol.com.br>.

3. A Região Metropolitana de São Paulo, também conhecida como Grande São Paulo, é composta por 39 municípios, entre os quais, o de maior expressão, é a capital do estado, a cidade de São Paulo. Uma explanação detalhada de sua composição, inclusive em termos legais, pode ser encontrada no endereço eletrônico da Secretaria de Estado dos Transportes Metropolitanos de São Paulo. Disponível em: <<http://goo.gl/k0h1VE>>.

Usamos um modelo de escolha discreta para estimar quais características dos meios de transporte, das rotas e dos próprios usuários são relevantes na decisão dos indivíduos quanto ao meio de deslocamento utilizado. Com base nessa estimativa, é possível prever os efeitos de intervenções do poder público sobre o trânsito.

Usando os dados da Pesquisa Origem e Destino do Metrô, estimamos um modelo *logit agregado com coeficientes aleatórios* em que os indivíduos escolhem entre metrô, carro e ônibus. Com essa estimativa da demanda em mãos, analisamos o impacto de dois tipos de políticas: de infraestrutura e de preço. Por políticas de infraestrutura de transporte referimo-nos especificamente à construção de estações de metrô e corredores de ônibus. Por políticas de preço referimo-nos a um imposto sobre o uso do carro, também conhecido como pedágio urbano. Os resultados mostram que a construção de corredores de ônibus pouco altera a escolha do meio de transporte. Por sua vez, a construção de estações de metrô ligando duas regiões na cidade de São Paulo diminui a probabilidade do uso do carro em 12%, e eleva as probabilidades dos usos do metrô e do ônibus em 14% e 9%, respectivamente.

Por outro lado, políticas de preços mostram-se mais eficazes. Um pedágio urbano que custe 1 real dos motoristas que circulam pelo centro expandido da cidade reduz o trânsito em 5%.⁴ Da mesma forma, um pedágio de 5 reais reduz o trânsito de carros particulares em 50%.

No Brasil, a epítome do caos urbano nesta questão é a cidade de São Paulo e todo o conjunto de cidades adjacentes que compõem a RMSP. Embora o problema do trânsito seja vivenciado em diversas outras cidades do país, algumas vezes até mesmo de maneira mais acentuada do que na própria capital paulista, a Grande São Paulo ainda é o exemplo mais lembrado, como reflexo de sua importância política e econômica. De fato, os congestionamentos nas cidades são um grande entrave econômico e em São Paulo o problema é proporcionalmente ainda maior.

O governo do Estado de São Paulo atua constantemente sobre a questão. Mais recentemente, o governo apresentou diferentes planos e projetos, como o Plano Integrado de Transportes Urbanos – Pitu 2020,⁵ em 1999, seu sucessor o Pitu – 2025,⁶ em 2006, e o projeto Expansão SP,⁷ em 2007. Deles, três lições podem ser apreendidas e refletem a importância da questão do trânsito para a região: *i*) o problema do trânsito em uma cidade demanda projeções extremamente antecipadas, pois os investimentos necessários são elevados e com resultados lentos; *ii*) essas

4. Para uma descrição do rodízio de veículos, ver: <<http://goo.gl/2FJlfg>>.

5. A apresentação do programa está disponível em: <<http://goo.gl/98AwqW>>.

6. A apresentação do programa está disponível em: <<http://goo.gl/cQ6Eud>>.

7. Informações acerca do projeto podem ser obtidas em diferentes estudos, reportagens e endereços eletrônicos, uma vez que o endereço eletrônico do projeto em si não mais disponibiliza o conteúdo. O endereço oficial era <<http://goo.gl/oh7HCe>>.

mesmas projeções devem ser revisitadas constantemente, uma vez que o problema não é imutável, com variações que afetam as políticas públicas; e *iii*) independentemente da inclinação política dos que estão no governo, o transporte coletivo sempre é tido como a melhor solução disponível e alvo das ações públicas.

O enfoque em transportes coletivos reflete um consenso existente de que mitigar o uso dos transportes particulares, ao máximo, em favor dos transportes coletivos, é uma solução adequada. Toda ação do setor público é e deve ser tomada considerando os benefícios para o transporte de massa, ainda que em prejuízo dos meios de transporte com baixa capacidade de passageiros. Aumentar a densidade de passageiros por viagem é tido como o grande objetivo dos investimentos públicos no trânsito das cidades, pois ainda é o melhor meio conhecido de combater os congestionamentos, uma vez que possibilita o deslocamento de um elevado número de usuários ocupando um espaço consideravelmente menor do que se estes utilizassem transportes individuais, em especial automóveis particulares.⁸

Ainda que a questão do trânsito na RMSP seja extensa, grande parte da produção sobre o tema no Brasil se resume a textos jornalísticos e artigos de cunho sócio-político. Muito se discute sobre os efeitos sociais do trânsito, as questões políticas envolvidas e os efeitos observados das obras entregues. Embora seja um tema muito discutido, a questão do trânsito na Grande São Paulo é estudada quase que exclusivamente sob a ótica social e, eventualmente, sob uma ótica política. Economicamente, o foco sempre é financeiro, sem analisar os dados referentes ao trânsito em si e à demanda pelos diferentes meios de transporte.

Dos textos existentes, Oliveira (2003) destaca-se por uma análise mais realista do problema, elencando benefícios da implementação do rodízio de veículos na cidade de São Paulo e destacando o problema do trânsito na cidade. Em seu texto aborda questões importantes para a cidade, destacando o custo do trânsito em sua economia e teorizando sobre meios alternativos de desestimular o uso de veículos particulares, inclusive mediante o uso de um pedágio urbano, uma medida mais radical que chegou a ser cogitada para a cidade.⁹ Em resumo, o texto do autor destaca-se por abordar o tema de maneira clara e objetiva, mantendo o teor sociopolítico comum à questão.

Uma análise quantitativa similar a deste artigo é feita por Lucinda *et al.* (2015). Eles utilizam os microdados da Pesquisa Origem e Destino para estimar a elasticidade da demanda por meio de transporte. Apesar da similaridade com este artigo, empregam a mesma base de dados para estimar a demanda por meio de transporte, e os artigos

8. A Secretaria de Estado dos Transportes Metropolitanos de São Paulo disponibiliza uma apresentação que expõe, visualmente, o benefício dos transportes coletivos para o trânsito, em: <<http://goo.gl/lisMFO>>.

9. Esta hipótese inclusive está presente nos valores apresentados pela Secretaria dos Transportes Metropolitanos do Estado de São Paulo. Ver nota de rodapé 5.

diferem na análise que se propõem a fazer. Enquanto este artigo procura comparar políticas de preço (pedágio urbano) com obras de infraestrutura, aquele analisa a eficiência do rodízio de veículos *versus* o pedágio urbano e a viabilidade política de ambos os mecanismos.

A análise da demanda por transporte público é mais profícua fora do Brasil, começando pelos estudos da demanda e da oferta de transporte. A exemplo disso, Souche (2010) analisa o sistema de transporte de cem cidades de diferentes países considerando sua oferta e sua demanda, com ênfase especial nos efeitos das variáveis renda, custo dos carros, custos do transporte público e quantidade disponível dos dois tipos de meios. Como resultado, conclui que apenas o custo do transporte público e a densidade demográfica da cidade são estatisticamente significantes para o modelo. No entanto, faz a ressalva de que a ausência do produto interno bruto dos diferentes países pode ter influenciado consideravelmente a ausência de significância estatística para o fato de as cidades pertencerem a diferentes grupos de países e culturas.

Seguindo a mesma linha de análise, Albalade e Bel (2010) restringem sua análise de oferta e demanda de transporte a algumas cidades europeias. Da mesma forma, renda, custos e características das cidades são as variáveis consideradas para as duas equações, com a adição do efeito do tempo gasto na viagem para a demanda e do produto interno bruto das cidades para a oferta. Ainda, características geopolíticas das cidades, como o fato de a cidade ser ou não capital política da região a que pertence, são acrescentadas ao modelo e acabam por se mostrar importantes em explicar o que determina a oferta e, em parte, a demanda do transporte coletivo nas diferentes regiões. Ademais, para o modelo, renda, densidade demográfica e outros fatores continuam tendo influência tanto na oferta quanto na demanda.

Uma análise da demanda por transporte em uma cidade que se assemelhe mais à proposta deste artigo faz uso de um modelo *logit* ou alguma de suas derivações. Um exemplo próximo a esse pode ser encontrado em Choudhury e Enam (2011), com a aplicação de um modelo multinomial para avaliar a demanda por transporte em Dhaka, capital de Bangladesh. Um dos pontos de maior interesse deste artigo é o uso do modelo de escolha discreta clássico, considerando atributos tanto socioeconômicos quanto dos meios de transporte alternativos a uma possível escolha de um indivíduo. Na prática, trata-se exatamente da proposta do presente artigo aplicada a outra grande cidade e, portanto, fonte de informações interessantes. No entanto, o artigo foca sua análise não nos efeitos que cada variável explicativa possui sobre determinado meio de transporte, mas sim na obtenção dos modelos e em seus coeficientes estimados; ainda assim, chega a conclusões interessantes, aplicáveis a regiões como a RMSP. Por exemplo, destaca a tendência de mulheres e de pessoas com maior poder aquisitivo evitarem o uso de transportes coletivos, enquanto para os homens, estudantes e trabalhadores,

tais meios são extremamente relevantes. A conclusão de maior destaque do artigo é a importância da cultura de uma cidade nas escolhas por transporte: como uma cidade majoritariamente islâmica, os resultados obtidos eram esperados, considerando suas características sociais.

Por fim, este texto baseia-se especialmente em McFadden e seu artigo *The Measurement of Urban Travel Demand* (1974) e em Train e *A Validation Test of a Disaggregate Mode Choice Model* (1978). O primeiro teoriza a importância dos investimentos em transporte em uma região e suas repercussões por um extenso período de tempo, mediante sua influência na demanda por transporte, fazendo uma análise dos fatores que influenciam a demanda individual e coletiva. Para tanto, teoriza os componentes das decisões individuais e os extrapola para a população, sendo um meio, portanto, de obter dados que permitam inferências sobre esta última. Dessa forma, utiliza as informações obtidas para conceituar o modelo *logit* e justificar seu uso em modelos de escolha discreta. Finalmente, aplica o modelo *logit* binário – em que o indivíduo escolhe apenas entre dois meios – em um exemplo, considerando características dos usuários e dos meios de transporte. Train (1978) parte desse exemplo e de seus dados e faz uma análise mais completa, pontuando conclusões e possíveis problemas do modelo. Por se tratar de um *logit* binário, os meios avaliados limitam-se a carros e a ônibus, porém sem diminuir a importância do artigo, cujo principal objetivo é apresentar o uso do modelo. A conclusão de McFadden foca a importância teórica do modelo, salientando a necessidade de maiores cálculos e refinamentos nos dados do artigo. Enquanto Train analisa os resultados obtidos, aponta os problemas metodológicos e destaca a utilidade do *logit* para modelos de escolha discreta.

Este artigo divide-se da seguinte forma: a seção 2 expõe a metodologia utilizada, a seção 3 descreve a base de dados utilizada, a seção 4 expõe os resultados obtidos e a última seção conclui.

2 METODOLOGIA

2.1 Modelo e estimação

A análise será feita mediante um modelo de escolha discreta para a estimação da participação de diferentes meios de transporte na demanda total da RMSp. O objetivo desse método é entender o que leva a um determinado comportamento por parte dos consumidores, levando em consideração fatores comuns de escolha entre eles. Na prática, trata-se de avaliar os componentes relevantes nas decisões dos indivíduos entre as diversas possibilidades existentes, procurando determinar aqueles que de fato afetam a probabilidade de escolha de um meio, obtendo um modelo probabilístico que relaciona esta probabilidade às características dos indivíduos e dos meios considerados.

Neste trabalho utilizamos os dados agregados da pesquisa OD. No entanto, para um correto cálculo das elasticidades é crucial a introdução da heterogeneidade da população no modelo. Este artigo usa o método estabelecido pela literatura de organização industrial sobre estimação de demanda por bens diferenciados com modelos de escolha discreta. Berry (1994), Berry, Levinsohn e Pakes (1995) e Nevo (2000), entre outros, usam um modelo estrutural de escolha do consumidor para derivar as condições da demanda agregada. Essa metodologia permite-nos: *i*) estimar um modelo de múltiplas escolhas discretas, usando dados agregados; e *ii*) introduzir heterogeneidade no modelo, mesmo utilizando somente dados agregados.

Por outro lado, o uso de um modelo de escolha discreta impõe duas restrições que devem ser consideradas. Primeiro, as opções existentes para cada indivíduo devem ser mutuamente exclusivas, ou seja, ao optar por um meio de transporte, o usuário não pode escolher nenhum outro. Obviamente, na escolha por um transporte, em especial o transporte coletivo, os usuários acabam por fazer uso de mais de um meio; esta restrição e suas implicações serão melhor discutidas quando da apresentação dos dados. Em segundo lugar, todas as opções possíveis de escolha devem estar presentes, isto é, um indivíduo não tem como opção um meio de transporte que não é contemplado pelo modelo. Consequentemente, no universo de possibilidades considerado, o número de escolhas possíveis deve ser finito.

Assumindo que os dados utilizados adéquam-se a essas duas restrições e que representam corretamente a escolha dos indivíduos, esta basear-se-á na utilidade obtida em cada meio de transporte disponível, tendo como objetivo maximizá-la. Assim, a utilidade para cada indivíduo i , na rota k , utilizando o meio de transporte j é dada por:

$$u_{ikj} (z_k, p_{kj}, x_{kj}, \varepsilon_{ikj}; \theta), \quad (1)$$

em que z_k é um vetor de características da rota k , x_{kj} é um vetor de características do transporte j na rota k , ε_{ikj} representa um termo idiossincrático e não observável de preferência do indivíduo i em relação ao meio de transporte j na rota k , e θ é o vetor de parâmetros que queremos estimar.¹⁰ Assumindo uma função utilidade linear podemos, então, escrevê-la da seguinte forma:

$$u_{ikj} = \alpha_i p_{kj} + z_k \gamma + x_{kj} \beta + \varepsilon_{ikj}. \quad (2)$$

O termo α_i capta varia entre os indivíduos da amostra, representando diferentes sensibilidade ao preço do meio de transporte. Esse aspecto é importante,

10. ε_{ij} é não observável do ponto de vista do econometrista. O agente faz a sua escolha conhecendo esse valor.

pois capta a forte heterogeneidade que existe entre os moradores da cidade. No entanto, os dados disponibilizados para a demanda por meio de transporte na RMSPP são dados agregados por região,¹¹ dessa forma, a escolha de cada indivíduo não pode ser observada.

Para tentar superar essa limitação, assumimos que α é um coeficiente aleatório, com uma determinada distribuição de probabilidade. No entanto, em vez de assumir que α segue uma distribuição (normal, por exemplo) e estimar a sua média e sua variância, nós adotamos a solução usada pela literatura sobre estimação de demanda com dados agregados – Berry (1994) – e assumimos que α segue a distribuição de renda da região de origem do indivíduo. Ou seja, α_i é definido pela seguinte relação:

$$\alpha_i = \alpha + \rho y_i, \quad (3)$$

Dessa forma, a distribuição do coeficiente α_i é parametrizada pela distribuição de renda da população, $y_i \sim G(y)$. Esse método tem a substancial vantagem de incorporar heterogeneidade no modelo trazendo informação adicional via a distribuição usada. A intuição nesse caso é a de que indivíduos com diferentes rendas terão diferentes sensibilidades. Notadamente, esperamos que indivíduos mais ricos sejam menos sensíveis a preço.

A equação 2 pode ser reescrita da seguinte forma:

$$u_{ikj} = \delta_{kj} + \nu_{ikj}, \quad (4)$$

em que $\delta_{kj} = \alpha p_{kj} + z_k \gamma + x_{kj} \beta$ representa a utilidade média de um indivíduo na rota k , utilizando o meio de transporte j , e $\nu_{ikj} = \rho y_i p_{kj} + \varepsilon_{ikj}$ que representa a parte aleatória da utilidade, ou desvios da média δ_{kj} .

Um indivíduo é definido pela sua renda y e pelos choques idiossincráticos ε . Portanto, podemos definir o conjunto de indivíduos que escolhem o meio de transporte j da seguinte forma:

$$D_{kj}(z_k, p_k, x_k, \theta) = \{(y_i, \varepsilon_{ik0}, \dots, \varepsilon_{ikJ}) \mid u_{ikj} \geq u_{ikm}, \forall m = 0, \dots, J\}, \quad (5)$$

em que, por exemplo, x_k representa o vetor de características de todos os meios de transportes disponíveis na rota k . Uma vez definido o conjunto D_{kj} , o *share* do meio de transporte j é a integral sobre distribuição de consumidores na região D_{kj} .

11. O conceito de região utilizado, denominado zona, bem como o de rota, encontram-se na seção 3 *Dados*.

$$s_{kj} (z_k, p_{k.}, x_{k.}; \theta) = \int_{D_{kj}} dF(\varepsilon) dG(y). \quad (6)$$

Dado o vetor de parâmetros θ , a equação 6 define o *share* previsto do meio de transporte j . A estimação do vetor de parâmetros θ ocorre minimizando a distância entre o *share* observado e o previsto. Para isso, precisamos computar a integral definida em 6. Isso é feito em duas etapas. Primeiro assumimos que o erro estocástico ε é *iid* entre opções e segue uma distribuição de valor extremo do tipo I. Isso faz com que a integral de $F(\varepsilon)$ dê origem à tradicional fórmula de probabilidade *logit*:

$$s_{kj} = \int \frac{\exp[\delta_{kj} + \rho y_{ikj} p_{kj}]}{\sum_{j=1}^J \exp[\delta_{kj} + \rho y_{ikj} p_{kj}]} dG(y) \quad (7)$$

A integral do coeficiente aleatório é feita por meio de simulação. Usando dados de renda familiar da pesquisa OD, calcula-se para cada região da cidade de São Paulo a média e a variância da renda. Assumindo que a renda se distribui como uma normal, com a média e a variância calculadas, amostramos cem “indivíduos”. A integral é então simulada via Monte Carlo.

Uma vez computado o *share* previsto, a estimação dos parâmetros é feita minimizando a seguinte expressão:

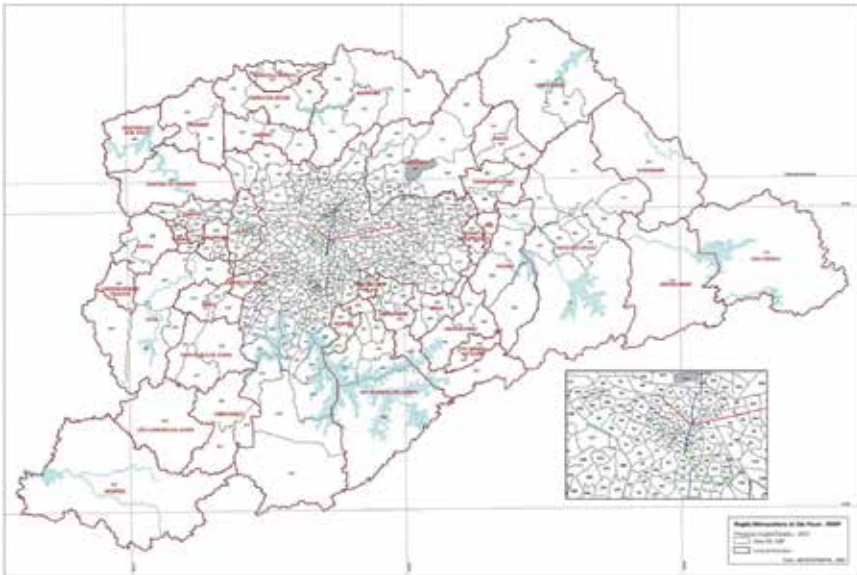
$$\min_{\theta} \|s(z, p, x; \theta) - S\| \quad (8)$$

3 DADOS

A fonte principal de dados é a Pesquisa Origem e Destino (POD) do metrô para o ano de 2007. Além dessa pesquisa, alguns dados provêm de outras fontes, a serem identificadas mais adiante. A POD é realizada, a cada dez anos, coordenada pelo metrô com a participação de outras empresas interessadas, baseada em informações coletadas de uma amostra de usuários de diversos meios de transporte da RMSP. A pesquisa divide a região em diversas zonas, o que permite uma localização espacial dos indivíduos e de suas características, em uma amostra composta por 30 mil domicílios para o ano de 2007, em um total de 460 zonas. A figura 1 mostra o mapa de zoneamento segundo a pesquisa, base para a determinação das rotas, a unidade chave deste estudo.

A figura 1 permite uma melhor compreensão dos conceitos de zona e rota utilizados. Uma zona é composta por um ou mais bairros. Por sua vez, os dados informados sobre ela representam os valores médios de todas as residências e vias pertencentes a ela.¹² Uma rota determina o percurso entre uma zona de origem e uma zona de destino e é a unidade de análise do modelo, uma vez que o deslocamento entre duas zonas, suas características e as características de quem faz esta rota determinam os dados utilizados na estimação. Algumas rotas não possuem intermediários, quando as zonas são vizinhas, enquanto uma grande maioria implica cruzar uma ou mais zonas, além de 460 rotas realizadas dentro de uma mesma zona. Assim, cada zona possui uma rota ligando-a a ela mesma e outras 459 rotas até as outras zonas. O total de rotas possíveis e, portanto, de potenciais observações (n) para o modelo, é $n = 460 \times 460 = 211.600$.

FIGURA 1
Região metropolitana de São Paulo: zonas da POD



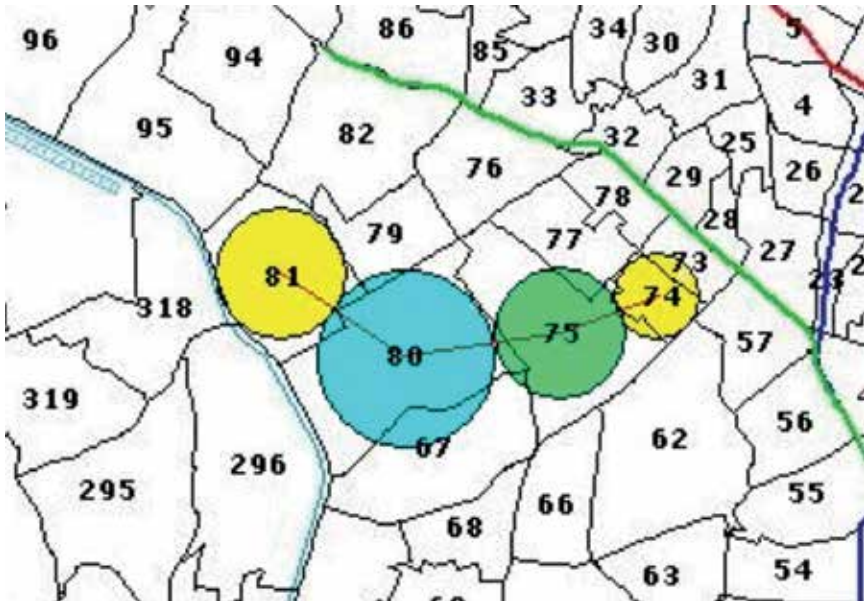
Fonte: Pesquisa OD, Metrô SP.

Procurando esclarecer o conceito de rota, a figura 2 ilustra um deslocamento entre a zona 81 e a zona 74. A linha que sai do centro da circunferência da zona 81, passa pelos centros das circunferências das zonas 80 e 75 e termina no centro da zona 74, compõe uma rota possível. As informações dessa rota baseiam-se em características da zona de origem e, para algumas variáveis, como trânsito,

12. Uma breve explicação de como é feito o zoneamento pode ser encontrada na Pesquisa Origem e Destino: síntese das informações em: <<http://goo.gl/11N9IU>>.

em características da zona de destino. Assumimos que entre duas regiões existe somente uma rota possível, definida como o trajeto que atravessa o menor número de zonas possível.¹³

FIGURA 2
Exemplo de rota entre zonas



Elaboração própria.

Dos dados disponibilizados pela pesquisa, as informações utilizadas para o artigo são listados conforme a seguir.

- Tempo médio de viagem por modo de transporte, em minutos.
- Distância percorrida para cada possível rota, em quilômetros.
- Zonas que possuem estações de metrô e corredores de ônibus, de acordo com o mapa de zoneamento.
- Zonas pertencentes apenas à cidade de São Paulo, também segundo o mapa de zoneamento.
- Renda *per capita* em reais de outubro de 2007, também utilizada no cálculo da distribuição de renda e do custo do meio de transporte em relação à renda.

13. As rotas foram calculadas usando o algoritmo de Dijkstra, que calcula o caminho mais curto entre dois pontos em um gráfico. Para isso, foi usado o software Matlab 2013.

- Demanda total por meio de transporte ao longo da rota, por zona.
- Zonas pertencentes à área em que se aplica o rodízio municipal de veículos na cidade de São Paulo.
- Número de viagens produzidas por cada meio de transporte, para auferir a probabilidade de escolha de um meio.

Todos os dados da pesquisa são agregados, apresentando valores médios dos domicílios pesquisados de cada zona. Assim, por exemplo, a renda *per capita* de uma zona é a média das rendas de todos os indivíduos que pertencem a ela.

As viagens produzidas seguem o critério da pesquisa, que determina uma hierarquia entre os meios de transporte utilizados. Dessa forma, se um indivíduo faz uso de metrô e ônibus em seu deslocamento, o meio de transporte da viagem é considerado como sendo o metrô. O benefício dessa classificação é adequar-se à exigência dos modelos *logit* quanto às opções serem mutuamente exclusivas: um modo principal automaticamente exclui qualquer outro modo na contagem de viagens produzidas, ainda que com perda de informação. A hierarquia entre os meios, segundo a pesquisa, é: 1. metrô; 2. trem; 3. ônibus; 4. transporte fretado; 5. transporte escolar; 6. táxi; 7. dirigindo automóvel; 8. passageiro de automóvel; 9. motocicleta; 10. bicicleta; 11. outros; e, 12. a pé. Este artigo somente foca nos principais meios utilizados, que são metrô, ônibus e automóvel (*carro*).

Uma primeira informação importante em uma análise de meios de transporte é o tempo de deslocamento (*tempo_medio*) entre dois pontos. A pesquisa não disponibiliza o tempo médio de viagem por meio de transporte, apenas por modo, agregando-os em: *i*) modo coletivo: metrô, trem, ônibus, transporte fretado, transporte escolar e lotação; *ii*) modo individual: dirigindo automóvel, passageiro de automóvel, táxi, motocicleta e outros; e *iii*) viagem a pé. Além dessa agregação, somente são disponibilizados os tempos médios de viagem por zona de origem e não por rota (*origem e destino*), como seria desejável. Em função disso, os tempos para os carros e para os ônibus foram aproximados utilizando a velocidade média por modo apresentado na POD e a distância entre as zonas, conforme método de cálculo apresentado a seguir. No caso do metrô, assumimos uma mesma velocidade média de deslocamento para a rede metroviária em todas as rotas possíveis com esse meio. Quando as zonas de origem ou de destino não possuíam estação, mas alguma zona vizinha sim, consideramos a soma dos tempos médios da zona com estação e da zona de origem ou de destino. Caso não existisse nem ao menos uma estação em zona vizinha, então a viagem não poderia ser realizada por meio desse meio.

Outra característica relevante para transportes é a distância (*distancia*) entre o ponto de partida e o de chegada. A variável foi calculada seguindo o mapa de zonas da pesquisa e da área informada, considerando-se cada região como sendo um

círculo, com cada rota tendo início no centro da zona de origem e seu fim no centro da zona de destino, tal como apresentado na figura 2. Seguindo esse raciocínio, uma rota que, necessariamente, passe por três ou mais regiões, é calculada como sendo o raio das zonas de origem e destino e o diâmetro das zonas que as intermedeiam. Para rotas dentro de uma mesma zona, a distância considerada foi o raio da região, o que na figura seria representado pela linha vermelha ligando o centro da zona 81 à borda de sua circunferência. Obviamente, trata-se de uma aproximação para as distâncias percorridas, existindo caminhos que certamente são mais curtos que os considerados no modelo; no entanto, também existem caminhos mais longos, em que os trajetos mais curtos são limitados por barreiras físicas ou mesmo por tomarem mais tempo dos indivíduos.

A determinação das regiões que possuem estações de metrô na cidade de São Paulo também se baseou no mapa de zoneamento, buscando aferir se a existência de estação próxima à origem e ao destino de uma rota influencia a escolha pelo meio. Com o mesmo intuito, fundamentado no mesmo mapa e nas informações disponibilizadas pela empresa São Paulo Transporte (SPTrans) acerca dos corredores de ônibus da cidade,¹⁴ também foi criado um quadro de rotas beneficiadas pela presença dos corredores de ônibus. Esperamos que a existência de corredores e estações afete positivamente a probabilidade de escolha de ônibus e metrô. Foram criadas variáveis *dummies* referentes à existência de corredor na zona de origem e na zona de destino (*corredor_corredor*) e na existência de estações do metrô também na origem e no destino (*estacao_estacao*). A possibilidade de conexão entre os corredores de ônibus e entre as estações de metrô justifica-se, uma vez que todas as vias em ambos os sistemas de transporte eram interligadas em 2007.¹⁵ A afirmação acerca da importância dessas duas variáveis retoma o primeiro parágrafo da introdução do artigo, no qual são destacados os vultosos investimentos tanto em infraestrutura de sistema metroviário quanto de corredores de ônibus. Na prática, esses investimentos são as principais políticas públicas de transporte, por disponibilizar aos usuários alternativas com melhores tempos de deslocamento do que nas vias comuns e a um custo relativo menor do que o dos veículos particulares.

A rede metroviária da região da Grande São Paulo limita-se à cidade de São Paulo, sem conectar cidades diferentes. Por esse motivo, consideramos somente as rotas que possuem tanto zona de origem, quanto de destino dentro da cidade de São Paulo.

14. Um mapa dos corredores de ônibus da cidade de São Paulo está disponível no site da SPTrans em: <<http://goo.gl/91bwHM>>.

15. Existe uma única exceção para os corredores de ônibus da RMSP, o corredor denominado Paes de Barros, que não se conecta diretamente a nenhum outro. No entanto, ele acompanha, paralelamente e a uma curta distância, o corredor Expresso Tiradentes. Dessa forma, a utilização dos dados considerando todos os corredores conectados continua válida.

Foi criada uma *dummy* (*rodizio*) para as rotas que estão dentro da área do rodízio de veículos. Utilizando o mapa de zoneamento da pesquisa e o mapa da área de rodízio de veículos na cidade de São Paulo.¹⁶ Esperamos que rotas inseridas na região em que o uso do veículo particular é limitado apresentem uma taxa menor de escolha pelo carro, em benefício do transporte coletivo.

O efeito da demanda por cada meio de transporte em uma rota é dado pela variável fluxo (*fluxo*), em milhares de pessoas. Esta reflete o uso do meio de transporte em todas as viagens não referentes ao deslocamento em análise, ou seja, quantas pessoas, carros, no caso do meio de transporte particular, fazem uso desse meio em cada zona pertencente a uma rota. O objetivo dessa variável é justamente incorporar à regressão o efeito que a demanda por cada meio tem sobre a própria escolha pelo transporte. Na prática é uma aproximação para o trânsito (de pessoas para metrô e ônibus, de carros para carro) de viagens que interferem na rota, ou seja, na viagem principal em análise, considerando todo o fluxo de uso que adentra as zonas de uma rota. Assim, é calculada pela soma do uso de um meio em cada zona (todos os usuários que utilizam o metrô para ir até uma zona “A” qualquer, por exemplo) componente de uma rota (a soma destes conjuntos de usuários), subtraindo a demanda pelo meio na própria rota origem-destino que está sendo analisada, o que evita qualquer problema de endogeneidade.

Incorporamos heterogeneidade ao modelo por meio do coeficiente aleatório da variável *custo*, cuja distribuição é parametrizada pela distribuição da renda *per capita* de uma região. Essa distribuição de renda possui a média e o desvio-padrão da renda *per capita* fornecida pela POD – número de famílias por faixa de renda, e assumimos que seja uma normal. Cem “indivíduos” são simulados por rota (par origem e destino) e usados para calcular a integral descrita na equação 6.

Outra variável de grande importância é o custo do deslocamento (*custo*). Para o carro, o custo foi calculado da seguinte maneira: foi utilizado o preço médio da gasolina na cidade de São Paulo, em outubro de 2007, vezes a distância percorrida na rota dividido pela eficiência do carro no uso do combustível.¹⁷ Colocado de outra forma:

$$custo_{carro} = \frac{R\$ \text{ litro}}{\text{litro km}} km.$$

Para o metrô e o ônibus, utilizou-se o custo das tarifas nesse mesmo período. Estes últimos demandaram ponderações das possibilidades de escolha dos usuários:

16. Disponível e explicado no *site* da Companhia de Engenharia de Tráfego (CET): <<http://goo.gl/CHx43>>.

17. O preço médio da gasolina em São Paulo na data considerada é disponibilizado pela Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP) em: <<http://goo.gl/80NoLf>>.

baldeações entre metrô e ônibus também possuíam tarifas diferenciadas. Quando o meio em análise era o metrô e não havia estação nas zonas de origem, de destino ou em ambas, considerou-se a hipótese desse deslocamento ser feito utilizando dois meios: ônibus até uma estação e metrô a partir de então, com custos maiores, da mesma maneira como foi feita para o tempo de deslocamento.

A composição dos dados utilizados no estudo demanda maiores esclarecimentos, em função de sua complexidade. O apêndice mostra uma pequena amostra de dados extraídos diretamente da amostra utilizada no estudo.

Com base nas características consideradas para o modelo apresentadas acima, os valores médios, os desvios-padrão e os valores mínimos e máximos dos dados utilizados estão expostos na tabela 1.

TABELA 1
Estatísticas descritivas

	x	d.p. (x)	Mín.	Máx.	Unidade
<i>corredor_corredor</i>	0,1840	0,3874	0	1	-
<i>estacao_estacao</i>	0,0474	0,2125	0	1	-
<i>rodizio</i>	0,5017	0,5000	0	1	-
<i>distr_renda (Gini)</i>	0,7013	0,0851	0	0,80	-
<i>custo</i>	3,0546	2,9180	0	58,21	-
<i>renda_per capita</i>	0,9947	0,5651	0	2,78	R\$
<i>distância</i>	7,4817	7,7966	0,32	99,80	km
<i>tempo_medio</i>	30,0172	30,9076	0,64	454,13	min.
<i>fluxo</i>	98,5517	79,8886	0,25	659,99	qtd. demandada

Elaboração própria.

4 RESULTADOS

Os resultados da estimação são apresentados na tabela 2. Um modelo alternativo – o *logit multinomial* – é apresentado no apêndice a título de robustez.

Os resultados apresentam o sinal esperado para praticamente todas as variáveis do modelo. O coeficiente da variável *custo* é negativo e significativo, como esperado. O mesmo ocorre com os coeficientes das variáveis de infraestrutura, estação de metrô e corredor de ônibus. Os desvios-padrão foram calculados via *bootstrap*.¹⁸

18. A variável tempo médio de viagem foi retirada da estimação devido à forte colinearidade que apresentava com as demais variáveis. Ver apêndice.

4.1 Análise dos resultados

Dividimos a análise em duas partes: a análise de mudanças na infraestrutura de transporte e a sensibilidade da demanda em relação aos preços dos meios de transporte. Essa divisão deve-se ao fato de que obras de infraestrutura e políticas de preço, como, por exemplo, o pedágio urbano e subsídios, são as principais ferramentas de política pública para melhorar a qualidade do trânsito de uma cidade. Entender os efeitos dessas medidas é crucial para analisar a eficácia da política implementada.

A tabela 3 apresenta as distribuições das elasticidades-preço do carro, metrô e ônibus. Há uma significativa heterogeneidade em relação a essas variáveis dentro da população. Para o carro há uma massa de consumidores com elasticidade muito próxima de zero (a média é -0.15), ver tabela 3, mas com uma cauda que se estende até quase -2. Ou seja, a maior parte dos cidadãos é bastante inelástica a preço, mas há uma cauda sensível a variações no custo.

TABELA 2
Logit agregado com coeficientes aleatórios

	Coeficiente	Desvio-padrão
<i>c</i>	-0.63	0.13
<i>custo</i>	-0.10	0.04
<i>corredor</i>	0.03	0.05
<i>Dm_corredor</i>	-0.15	0.04
<i>estacao</i>	-0.22	0.04
<i>Dm_estacao</i>	0.27	0.03
<i>distancia</i>	0.03	0.01
<i>Dm_distancia</i>	-0.21	0.02
<i>fluxo</i>	0.00	0.00
<i>Dm_fluxo</i>	0.04	0.00
<i>rodizio</i>	0.23	0.02
<i>sigma</i>	-0.0001	0.00

Elaboração própria.

Os dois meios de transporte públicos analisados apresentam resultados bastante distintos em relação à elasticidade-preço. O metrô apresenta uma elasticidade média igual a -0.54, e uma distribuição multimodal com vários picos. Isso é reflexo da malha metroviária que atende somente alguns bairros da cidade de São Paulo, mas se estende por uma grande distância, servindo bairros muito heterogêneos no que diz respeito à renda *per capita*. O ônibus apresenta elasticidade média igual a -0.12 com pouca dispersão ao redor desse número. É a elasticidade média mais representativa dos três modos.

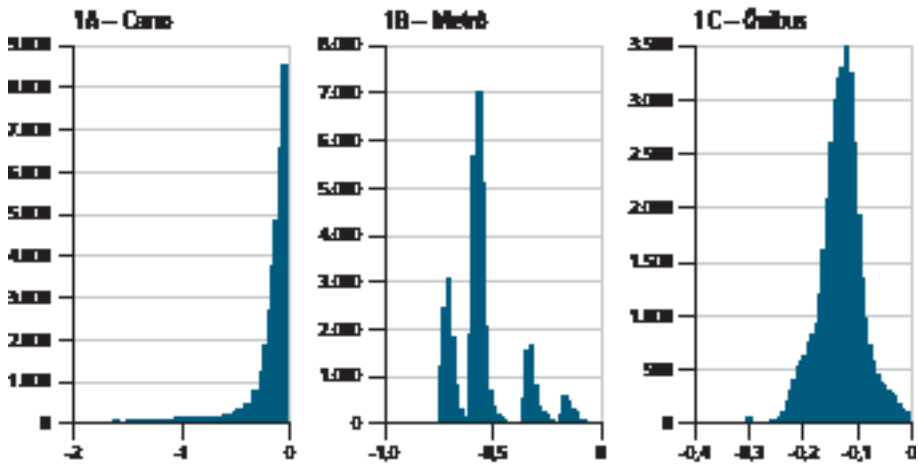
De acordo com esses números, podemos dizer que as demandas por carro e ônibus são pouco sensíveis a mudanças de preços. Diferentemente, usuários do metrô seriam mais sensíveis a mudanças de preços. As elasticidades-preço cruzadas também são baixas, nunca superior a 0.12, indicando baixa substitutabilidade entre os meios.

TABELA 3
Elasticidade-preço

	Carro	Metrô	Ônibus
P_{carro}	-0.16	0.11	0.09
P_{metro}	0.025	-0.54	0.03
P_{onibus}	0.12	0.12	-0.12

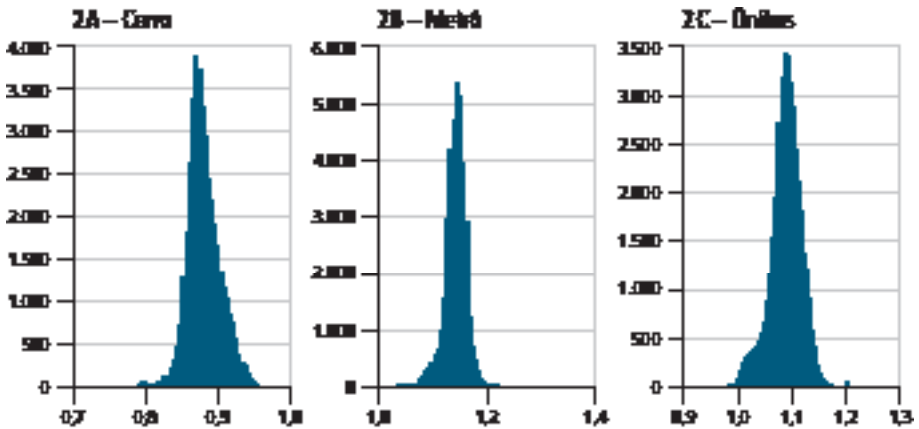
Elaboração própria.

GRÁFICO 1
Elasticidade-preço



Elaboração própria.

GRÁFICO 2
Razão de probabilidades – estação de Metrô



Para estimar o impacto da infraestrutura de transporte, corredores de ônibus e estações de metrô, entre duas regiões, utilizamos a razão entre as probabilidades com e sem a presença dessas obras de infraestrutura. Os resultados da razão, com relação à existência de estações de metrô e corredores de ônibus, são apresentados nas tabelas 4 e 5.

TABELA 4
Razão de probabilidades: $P(1)/P(0)$

	Estação	Corredor
<i>carro</i>	0.88	1.02
<i>metro</i>	1.14	0.88
<i>onibus</i>	1.09	0.99

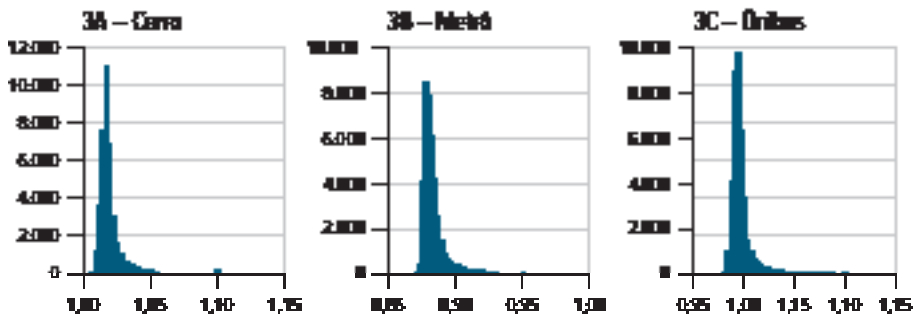
Elaboração própria.

Conectar duas zonas com estações de metrô eleva a probabilidade do uso do metrô em 14%, em média, como mostrado na tabela 4 e no gráfico 2B. O uso do carro reduz-se em cerca de 12% (gráfico 2A), e o uso do ônibus também aumenta em 9% (gráfico 2C). Há pouca dispersão em torno da média, o que faz da média uma boa representação da amostra. Interessante que a existência de estação de metrô eleva o uso do transporte coletivo, uma característica desejável dessa política.

Os resultados indicam que a implantação de um corredor de ônibus tem em média impacto quase nulo no uso do ônibus. No entanto, o gráfico 3C

mostra que uma parcela da população tem a probabilidade de usar o ônibus aumentada – cauda da direita – atingindo até 5% de aumento.

GRÁFICO 3
Razão de probabilidades – corredor de ônibus



Elaboração própria.

Podemos concluir essa análise afirmando que estação de metrô tem um efeito maior sobre a escolha dos indivíduos, o que aumenta o uso do ônibus e do metrô, principalmente. Corredores de ônibus têm efeitos mais modestos, reduzindo principalmente o percentual de viagens de metrô.

Um ponto que deve ser ressaltado é que podem haver efeitos de segunda ordem decorrentes da implantação de corredores de ônibus e de estações de metrô.¹⁹ A implantação de um corredor de ônibus em geral ocupa um espaço antes utilizado também pelos carros particulares. Isso pode fazer com que a implantação do corredor piore a situação do trânsito de carros, o que eleva a substituição do carro em prol de ônibus e metrô. Os números da tabela não levam em conta esse efeito indireto e, portanto, devem ser entendidos como um limite inferior do verdadeiro efeito. O contrário vale para estações de metrô. O uso do metrô pode reduzir o número de carros, pois melhora as condições de trânsito. Isso faz com que alguns cidadãos voltem a usar o carro. Portanto, os números referentes à implantação de estações de metrô em uma rota podem estar superestimando o verdadeiro efeito.

Outro instrumento de política pública relevante são os impostos que afetam o custo de se usar o carro. Impostos ambientais, de propriedade do veículo ou de uso do veículo (pedágio urbano) são possibilidades a serem consideradas. A análise a seguir aplica-se somente a impostos que incidam sobre o custo do uso do veículo.

Para termos uma ideia do efeito de uma política desse tipo, simulamos a implantação de um pedágio urbano. A tabela 5 mostra o resultado de diferentes simulações, em que foram usadas diferentes taxações sobre o uso do veículo.

19. Esses efeitos decorrem da possibilidade da existência de colinearidade entre as variáveis explicativas.

TABELA 5
Efeitos do pedágio urbano: s(com)/s(sem)

	1 real	5 reais	2 x custo
<i>carro</i>	0.95	0.50	0.87
<i>metrô</i>	1.04	1.41	1.10
<i>ônibus</i>	1.04	1.40	1.10

Elaboração própria.

As simulações foram feitas considerando a situação a qual o pedágio urbano vigore no centro expandido da cidade.²⁰ Simulamos três valores de pedágio: 1 real, 5 reais e dobrar o custo atual do uso do carro. Esta última alternativa procura simular o efeito de uma taxa que fosse proporcional à distância percorrida.

Um pedágio de 1 real provoca uma redução de 5% na fração dos que escolhem o carro como meio de transporte e aumenta a fração de ônibus e metrô em 4%. Um pedágio de 5 reais reduz o uso do carro em 50% e eleva o de metrô e ônibus em 40%, em média. A última coluna da tabela 5 mostra que dobrar o custo do uso do carro reduz a fração dos que usam o automóvel, em 13%, e aumenta o uso do ônibus e do metrô, em 10%. Portanto, podemos concluir que apesar de a baixa elasticidade-preço da demanda, mesmo um pedágio urbano que cobrasse somente 5 reais de cada veículo, reduziria o trânsito em 50%.

No entanto, a média – especialmente para o pedágio de 5 reais – não é uma boa descrição do efeito do pedágio nas diferentes rotas. Os gráficos 4 e 5 mostram a variação percentual por rota para cada meio de transporte. Os histogramas revelam que o efeito de um pedágio de 1 real (gráfico 4) é moderado, com cerca de 5% de variação, e relativamente homogêneo nas diferentes rotas. Por outro lado, o pedágio de 5 reais (gráfico 5) tem um impacto que, além de maior, afeta de forma bastante distinta as diferentes rotas. Podemos ver que em algumas rotas o uso do carro desaparece (massa de probabilidade sobre o zero no gráfico da esquerda) e outras rotas não são afetadas pelo pedágio (massa positiva sobre o 1 do mesmo gráfico), enquanto o uso do metrô e do ônibus aumentam em mais de 50%, em muitas rotas.

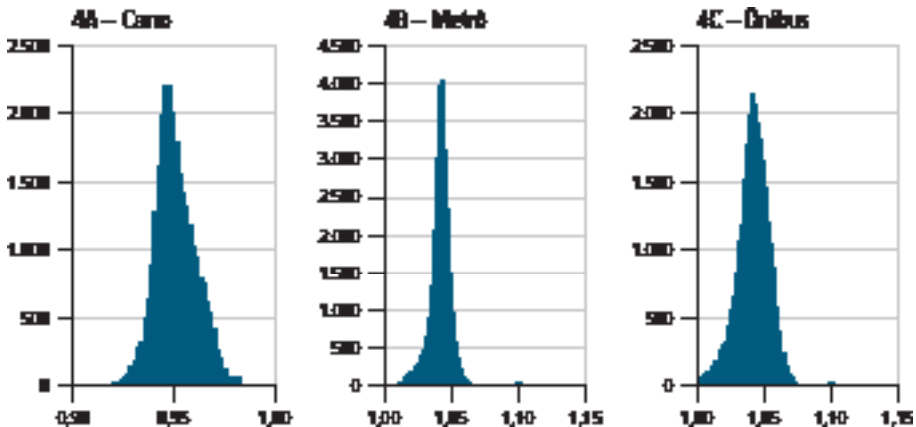
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O artigo analisa fatores que influenciam a demanda por três meios de transporte na RMSP, quais sejam: carro, ônibus e metrô. O objetivo principal do estudo é determinar quais ações do poder público são eficientes para reduzir o uso do carro e incentivar a demanda por ônibus e por metrô, embasado na teoria de que meios de transporte coletivo reduzem o número de veículos em circulação, em função de sua maior densidade demográfica por deslocamento, beneficiando o trânsito. Para tanto, estima-se um

20. O centro expandido é a região onde ocorre o rodízio de veículos.

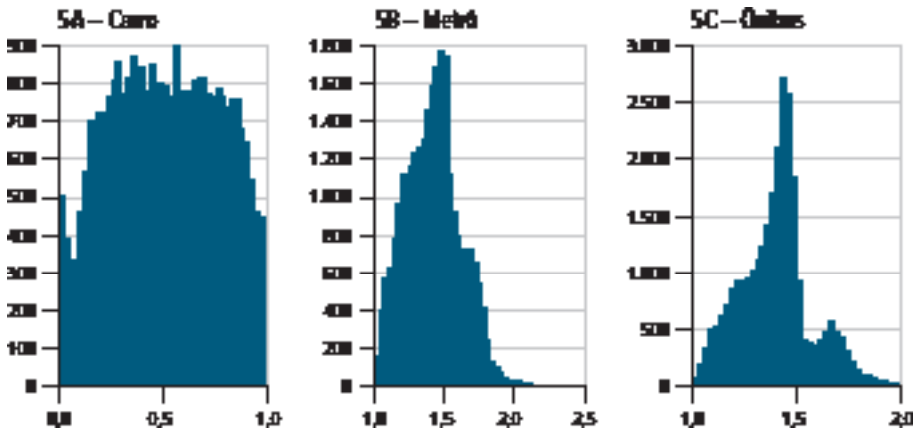
modelo *logit* usando dados agregados de escolha de meio de transporte. Com base nesses resultados, determinamos os efeitos de alterações nas variáveis explicativas sobre a probabilidade de escolha de um determinado meio de transporte.

GRÁFICO 4
Pedágio urbano de 1 real – heterogeneidade



Elaboração própria.

GRÁFICO 5
Pedágio urbano de 5 reais – heterogeneidade



Elaboração própria.

A análise dos efeitos das variações de características dos meios de transporte sobre a probabilidades da escolha desse meio traz resultados importantes. Com relação a mudanças na infraestrutura – corredores de ônibus e estações de metrô – temos duas conclusões importantes. Primeiro, a construção de corredores de ônibus pouco aumenta o uso do ônibus. A construção de um novo corredor

de ônibus afeta menos de 5% das escolhas do usuário. A construção de um corredor de ônibus deve provocar uma melhora na qualidade da viagem dos que já escolhiam o ônibus, mas não atrai um número significativo de novos usuários. Portanto, os resultados mostram que não é um instrumento eficaz para reduzir o congestionamento. Segundo, a construção de estações de metrô ligando duas regiões eleva o uso tanto do metrô quanto o do ônibus, em detrimento do carro. Além disso, o efeito dessa mudança na escolha das pessoas é substancialmente maior do que o de corredores de ônibus, o que aumenta em 14% e 9% a parcela daqueles que escolhem o metrô e o ônibus, respectivamente, e reduzindo em 12% o uso do carro. É uma mudança significativa na escolha do meio de transporte, mas ainda tímida para reduzir o trânsito na cidade, se comparada ao rodízio de veículos que retira cerca de 20% dos carros de circulação a cada dia da semana.

Com relação a políticas de preço, uma primeira inspeção das elasticidades estimadas indica pouca sensibilidade a preço e baixa substitutabilidade entre os três meios analisados. No entanto, a simulação de um pedágio urbano mostra que mesmo uma taxa de somente 1 real já teria um impacto de 5% sobre o número de carros particulares em circulação. E, surpreendentemente, um pedágio que cobrasse 5 reais dos carros que circulassem no centro expandido geraria uma redução de 50% no número de veículos circulando por toda a cidade. Esses resultados indicam que políticas de preço podem ser efetivas para a redução do trânsito, se cobrarem um preço suficientemente alto. A dicotomia entre elasticidade-preço baixa e o forte efeito do pedágio reside no baixo custo marginal do uso do carro.

Embora os resultados obtidos sejam esclarecedores, o modelo não esgota as possibilidades de estudo, podendo sofrer melhorias consideráveis. Uma primeira limitação é a utilização de dados agregados, obrigando uma modificação para a estimação utilizando *logit*, enquanto uma estimação utilizando microdados para a RMSP automaticamente se adequaria ao modelo e enriqueceria a análise. Além desse problema, algumas variáveis importantes utilizadas são aproximações, em função da inexistência de dados mais exatos, que, caso pudessem ser utilizados, certamente agregariam informações relevantes. Por fim, a redução na intensidade do uso do carro em favor do ônibus, devido a uma política pública como o pedágio urbano, por exemplo, afeta a qualidade do meio ônibus, algo que nosso modelo não capta. Incorporar isso nos permitiria analisar o equilíbrio geral do sistema de transporte.

APÊNDICE

ADEQUAÇÃO DE DADOS AGREGADOS AO MODELO

A utilização de dados agregados no *logit* multinomial exige uma adequação ao modelo, uma vez que *a priori* este trabalha com decisões binárias que assumem os valores 1 ou 0, dependendo da escolha do indivíduo. Para dados agregados, a informação de não escolher uma opção não é observada, sendo apresentadas apenas as quantidades de escolhas realmente feitas.

Uma vez que modelos *logit* baseiam-se na probabilidade de escolha de uma decisão, a quantidade de escolhas por uma opção, em relação ao total feito para todas as opções, pode ser utilizada como aproximação para sua própria probabilidade. Mas em vez de usar a quantidade de viagens para calcular o *share* ou probabilidade de cada alternativa, simulamos o número de indivíduos que fizeram as viagens da rota. O exemplo a seguir deve ajudar na compreensão desse argumento.

TABELA A.1
Dados agregados

Opção	Viagens
Carro	5
Ônibus	25
Metrô	10

Elaboração dos autores.

Nos dados da tabela A1, 5 indivíduos optam por carro, 25 por ônibus e 10 por metrô. As probabilidades de escolha de cada opção são 12, 5%, 62, 5% e 25%, respectivamente. Usando as características dessa rota e do indivíduo médio que nela trafega, simulamos 5 indivíduos que optam pelo carro, 25 que escolhem o ônibus e 10, o metrô. Isso nos permite estimar o *logit* multinomial com dados agregados

Outro ponto importante que merece esclarecimento é como as características de cada observação comporta-se com a mudança da escolha. Características observadas do indivíduo médio não se alteram entre diferentes opções, enquanto características de cada opção obviamente se alteram conforme a escolha muda. Uma vez que os dados são agregados, uma observação é repetida o número total de opções existentes para o grupo de indivíduos, de tal forma que um total de n observações iniciais totalizam $(n \cdot J)$ observações para um conjunto J de opções disponíveis.

MODELO ALTERNATIVO

Como um teste de robustez, estimamos um *logit* multinomial. Esse modelo utiliza somente variáveis explicativas que são constantes entre as opções em uma rota: metrô, carro e ônibus. Como o custo, o tempo de viagem e o fluxo variam entre as opções, essas variáveis não entram nessa estimação. Esse modelo usa decisões individuais, e nossa base de dados é agregada por rota. Para viabilizar a estimação fizemos uma adequação dos dados, descrita a seguir.

Os resultados são apresentados na tabela A2, lembrando que ônibus é a categoria base. Esse modelo permite-nos ter uma primeira impressão do efeito que a existência de estação de metrô e corredor de ônibus tem na demanda por cada meio de transporte. Como esperado, os resultados mostram que corredores de ônibus impactam negativamente a probabilidade de que o carro e o metrô sejam o meio de transporte escolhido. Da mesma forma, estações de metrô reduzem a chance de uso do carro, mas aumentam a probabilidade de escolha do metrô.

TABELA A.2
Modelo *logit* multinomial

Meio de referência: ônibus					
Carro					
Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	z	P > z	$e^{\beta(A B)_m \theta}, \theta = 1$
<i>corredor_corredor</i>	-0,1158	0,0052	-22,41	0,000	0,8907
<i>estacao_estacao</i>	-0,0162	0,0108	-1,51	0,132	0,9839
<i>rodizio</i>	0,0391	0,0047	8,33	0,000	1,0399
<i>distr_renda</i>	-0,0441	0,0247	-1,78	0,075	0,9568
<i>renda_percapita</i>	0,5973	0,0043	138,76	0,000	1,8173
<i>distancia</i>	-0,0733	0,0004	-200,16	0,000	0,9293
<i>constante</i>	0,1426	0,0192	7,43	0,000	1,1532
Metrô					
Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	z	P > z	$e^{\beta(A B)_m \theta}, \theta = 1$
<i>corredor_corredor</i>	-0,7455	0,0135	-55,30	0,000	0,4745
<i>estacao_estacao</i>	1,7526	0,0132	132,68	0,000	5,7697
<i>rodizio</i>	1,5978	0,0127	125,91	0,000	4,9420
<i>distr_renda</i>	2,9035	0,0825	35,20	0,000	18,2381
<i>renda_percapita</i>	0,4916	0,0107	45,94	0,000	1,6349
<i>distancia</i>	-0,0850	0,0009	-89,56	0,000	0,9185
<i>constante</i>	-5,1853	0,0657	-78,96	0,000	0,0056

Elaboração própria.

Obs.: Número de observações: 1.164.549.

MULTICOLINEARIDADE DA VARIÁVEL TEMPO

A variável tempo de viagem apresentou problemas na estimação do modelo. Nossa suposição é que o tempo médio é função de algumas das variáveis explicativas, o que pode gerar um problema de multicolinearidade. Para testar essa hipótese, regredimos a variável tempo médio nas variáveis corredor, estação, distância e fluxo. Isso nos permite analisar se é correto incluir todas as variáveis no modelo. O resultado é apresentado na tabela.

TABELA A.3
Modelo OLS para tempo médio (neg)

	Carro		Metrô		Ônibus	
	Coefficiente	t	Coefficiente	t	Coefficiente	t
<i>corredor</i>	1,4499	173,08	-0,1224	-0,61	2,0871	104,15
<i>estacao</i>	0,7064	42,88	-42,3135	-267,03	-1,2069	-27,18
<i>distancia</i>	2,4858	3.330,85	3,1228	111,99	3,9628	2.908,44
<i>fluxo</i>	-0,0033	-49,21	-0,3066	-57,38	0,0699	486,55
<i>constante</i>	-0,9195	-155,80	49,3015	361,03	-1,3965	-100,45
<i>nº. de obsevações:</i>	595.288		59.714		509.547	
<i>Prob > F:</i>	0,0000		0,0000		0,0000	
<i>R² ajustado:</i>	0,9771		0,6635		0,9815	

Elaboração própria.

Ob.: A regressão acima permite concluir que inserir as variáveis *tempo_medio*, *corredor_corredor*, *estacao_estacao*, *distancia* e *fluxo* não devem aparecer simultaneamente no modelo.

REFERÊNCIAS

- ALBALATE, D.; BEL, G. What shapes local public transportation in Europe? Economics, mobility, institutions, and geography. **Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review**, v. 46, n.5, p. 775-790, 2010.
- BERRY, S. T.; LEVINSOHN, J.; PAKES, A. Automobile prices in market equilibrium. **Econometrica**, v.63, n. 4, p. 841-890, 1995.
- BERRY, S. T. Estimating discrete-choice models of product differentiation. **The Rand Journal of Economics**, p. 242-262, 1994.
- ENAM, A.; CHOUDHURY, C. F. Methodological issues in developing mode choice models for Dhaka, Bangladesh. **Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board**, v. 2.239, n. 1, p. 84-92, 2011.
- LUCINDA, C. *et al.* The economics of sub-optimal policies for traffic congestion. Insper **Working Paper**, 2015.

MCFADDEN, D. The measurement of urban travel demand. **Journal of Public Economics**, v. 3, n. 4, p. 303-328, 1974.

NEVO, A. A practioner's guide to estimation of random-coefficients logit models of demand. **Journal of Economics and Management Strategy**, Winter, v. 9, n. 4 p. 513-548, 2000.

SOUICHE, S. Measuring the structural determinants of urban travel demand. **Transport Policy**, v. 17, n. 3, p. 127-134, 2010.

TRAIN, K. A validation test of a disaggregate mode choice model. **Transportation Research**, v. 12, n. 3, p. 167-174, 1978.

O PAPEL DAS GUARDAS MUNICIPAIS NA REDUÇÃO DA CRIMINALIDADE: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA UM PAINEL DE MUNICÍPIOS PAULISTAS

Luís Ferreira¹

Enlison Mattos²

Rafael Terra³

O objetivo deste trabalho é analisar o impacto da atuação das guardas municipais na redução da criminalidade, representada aqui pelas taxas de homicídios e de roubos e furtos. Usando dados dos municípios paulistas referentes à guarda municipal provenientes da Munic-IBGE 2004, 2006 e 2009, estima-se uma redução da taxa de homicídios de 0,03 mortes por 100 mil habitantes para cada guarda municipal adicional por 100 mil habitantes. Além disso, as estimativas sugerem que municípios com guardas municipais podem reduzir a taxa de roubos e furtos em até 402 crimes por 100 mil habitantes – uma redução de cerca de 30%, tomando o ano de 2009 como referência.

Palavras-chave: segurança pública; guardas municipais; municípios; homicídios; violência; criminalidade.

THE ROLE OF LOCAL POLICE ON CRIME REDUCTION: EMPIRICAL EVIDENCE FOR MUNICIPALITIES IN SÃO PAULO STATE

This paper analyzes the impact of the local governments' security policies, especially the city guards, on combating crimes, here represented by the homicide rate and theft and robbery rate. Using data from municipalities in the State of São Paulo and on the municipal guard from the Munic-IBGE 2004, 2006 and 2009, we estimate a reduction in the homicide rate of 0.03 deaths for each additional municipal guard per 100 thousand inhabitants. Moreover, our estimates suggest that municipalities with municipal guards can reduce the rate of robbery and thefts up to 402 crimes per 100 thousand inhabitants.

Key-words: security; local guards; local governments; homicide; violence; criminality.

JEL: H72 H76 H82.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil é um dos países mais violentos do mundo com cerca de 50.000 homicídios ao ano e criminalidade comparada a países conhecidos por sua falta de segurança, como Colômbia e Venezuela. Por isso, a segurança pública constitui uma das preocupações mais marcantes para os brasileiros,⁴ que veem na parcela mais jovem do país a maior vítima da violência. Em média, as taxas de homicídios chegam a

1. EESP/FGV. E-mail: LCFerreira@itaubba.com.br.

2. EESP/FGV. E-mail: Enlison.Mattos@fgv.br.

3. UNB.

4. De acordo com pesquisa de opinião, a Segurança pública é a segunda área mais problemática para os brasileiros, atrás apenas da Saúde (Pesquisa CNI Ibope, 2011).

endêmicos 21 homicídios a cada 100 mil habitantes (UNODC, 2012). A falta de dados públicos e tratáveis ou os subrelatos de crimes contra o patrimônio dificulta análises melhores e mais precisas. Mas para fins de ilustração, no Brasil, observaram-se, em 2012, 517,06 roubos e furtos de veículos por 100 mil habitantes.⁵

Atualmente, no país, a divisão de responsabilidades administrativas entre os entes da federação atribui aos estados a responsabilidade pela provisão de segurança pública. Entretanto, em meio ao cenário de insegurança em praticamente todos estados, nota-se um envolvimento cada vez maior dos municípios em questões relacionadas à segurança pública. O objetivo deste estudo é justamente verificar o papel dos municípios no combate à criminalidade e sua efetividade, principalmente, depois da criação das “guardas municipais”.⁶

Este trabalho utiliza um painel de dados para testar o efeito da presença de guarda municipal sobre o número de homicídios por 100 mil habitantes nos municípios do estado de São Paulo. Apesar do papel da guarda municipal estar mais relacionado com a inibição de roubos, furtos, tráfico e consumo de drogas, ao combater crimes não letais, é possível que a presença desses guardas municipais tenha efeitos de equilíbrio geral sobre a taxa de homicídios, ao permitir que as polícias militares concentrem esforços em combater a ocorrência de crimes mais graves. De qualquer forma, este trabalho também avalia o efeito das guardas municipais e seus efetivos policiais sobre a taxa de roubos e furtos por 100 mil habitantes. Uma vantagem de usar a taxa de homicídios como índice de criminalidade é a de que a ela está menos sujeita à omissão de relatos de crimes (*underreporting*). Os homicídios são registrados obrigatoriamente, e se há algum problema de baixo índice de relatos, é algo pouco expressivo. Os resultados obtidos pelo estimador de Efeitos Fixos sugerem que o aumento de um guarda municipal por 100 mil habitantes reduz a ocorrência de homicídios em torno de 0,03 crimes por 100 mil habitantes, mesmo após controlar pela taxa de roubos e furtos. Além disso, os resultados sugerem que a presença da guarda municipal reduz roubos e furtos em até 402 crimes por 100 mil habitantes – cerca de 30% de redução.

A criminalidade está estreitamente relacionada com as condições socioeconômicas da localidade. Obviamente, se todos vivessem de renda e pudessem adquirir o que desejassem, crimes motivados por ganhos econômicos não existiriam. Na realidade, no entanto, os desejos superam os recursos. E sempre que a atividade criminosa constituir um caminho mais fácil para alcançar tais desejos haverá incentivos para o engajamento nessa atividade. Nesse sentido, a renda, o emprego e o crescimento econômico têm sido apontados como potenciais fatores que reduzem os incentivos

5. Ver estatísticas para o Brasil em: <<https://goo.gl/R7yrNz>>. Estatísticas para os países da Europa podem ser acessadas em: <<http://goo.gl/f6S23y>>.

6. Cerqueira (2010), inclusive, reconhece a necessidade de estudos sobre o efeito do papel das guardas municipais sobre a criminalidade.

à criminalidade (aumentando o custo de oportunidade do crime). Freeman (1996), por exemplo, encontra evidências de que a queda abrupta na oferta de empregos para pessoas com baixa escolaridade na década de 1980 nos Estados Unidos teria influenciado o aumento da criminalidade. Por outro lado, Levitt (2004) questiona essa relação. O autor mostra que há uma pequena relação entre diminuição dos roubos e diminuição do desemprego, mas no que se refere à taxa de homicídios, a relação é insignificante. De acordo com Fajnzylber *et al.* (2002a), tal resultado insignificante pode dever-se a dois tipos de incentivos divergentes causados pelo aumento na renda e no emprego. Ao mesmo tempo em que o custo de oportunidade do crime aumenta com o crescimento da renda e do emprego, também cresce a riqueza dos cidadãos, o que implica maiores ganhos esperados com o crime.

Soares e Naritomi (2010, p. 22), analisam a violência da América Latina em relação a outros seis países da América do Norte, Ásia e Europa. Para eles, é a alta desigualdade de renda que mais contribui para a alta criminalidade da região. Para Fajnzylber *et al.* (2002a, 2002b), quanto maior a desigualdade, maior é o *gap* entre o custo de oportunidade (mais baixo, pois os pobres ganham menos) dos criminosos e a renda proveniente do crime (mais alta, pois os ricos ganham mais). Por isso, os incentivos para a criminalidade aumentam.

Bourguignon (1999) também estabelece esse vínculo entre desigualdade e criminalidade no caso de roubos e de homicídios. Entretanto, o autor alega que o efeito do *gap* entre ricos e pobres é relativo. Ou seja, “ricos ficarem mais ricos” não afeta tanto a criminalidade, mas sim “pobres ficarem mais pobres”.

O número de policiais é um fator constantemente discutido como política de combate à criminalidade. Soares e Naritomi (2010) encontram evidências de que o número baixo de policiais é uma das causas para a alta criminalidade na América Latina. Caso eles fossem equivalentes à média dos países pesquisados, o crime seria 25% menor. Este trabalho enquadra-se nessa literatura, ao testar a hipótese de que o aumento no número de guardas municipais pode contribuir para a redução da criminalidade.

A redução da criminalidade com base no aumento do número de policiais dar-se-ia por dois mecanismos. O primeiro mecanismo consiste na “detenção” (*detention*), que pode reduzir a violência dada a maior possibilidade de ser preso, o que aumenta o custo de oportunidade dos criminosos. O segundo mecanismo é o de incapacitação (*incapacitation*), no qual se reduz a criminalidade, pois os infratores estão impedidos de praticar o ato, uma vez que estão presos.

Em geral, a discussão dos trabalhos empíricos gira em torno da estratégia de identificação estatística do efeito do número de policiais sobre a criminalidade. Entretanto, essas duas variáveis são endógenas, pois quando a criminalidade aumenta, tende-se a contratar mais policiais, os quais podem conter a violência. Essa endogeneidade

traduz-se em correlações positivas entre o número de policiais e o número de infrações. Portanto, a literatura econômica busca variações exógenas no número de policiais para identificar a causalidade. Entre as variações exógenas sobre o número de policiais, pode-se citar a utilização do ciclo político-eleitoral (Levitt, 1997),⁷ a variação no número de bombeiros (Levitt, 2002),⁸ a ocorrência de atentado terrorista contra sinagogas (Di Tella; Scharfrodsky, 2004).⁹ Em todos esses estudos, os autores encontram evidências de que o número de policiais reduz a criminalidade.

Assunto que também é passível de divergência é a efetividade do aumento no número de prisões em relação à criminalidade. Freeman (1996) alega que o número de prisões, apesar de trazer o elemento de incapacitação consigo, reduziu de forma pouco relevante à criminalidade nos Estados Unidos entre 1980 e 1993. O autor alega que investimentos em educação para a população jovem e pouco instruída seriam mais efetivos.

Por outro lado, Levitt (1996) utiliza a intervenção do poder judiciário em prisões estaduais superlotadas como instrumento exógeno para a ocorrência de encarceramento. O resultado encontrado demonstra uma significância na relação criminalidade/taxa de encarceramento.

Para Soares e Naritomi (2010), as baixas taxas de encarceramento podem explicar a violência na América Latina. Os autores afirmam que 39% da criminalidade seria reduzida, caso essa taxa de encarceramento fosse semelhante aos países pesquisados.

Finalmente, a discussão sobre a aplicação da Pena de Morte para casos extremos é outra medida discutida para combater o crime e que é bastante controversa. A princípio, essa medida teria o poder de detenção e incapacitação, que aumentariam o custo esperado do crime. Mas tal efeito não é encontrado empiricamente por Levitt (2004).

Este trabalho está dividido em cinco seções incluindo esta introdução. A seção 2 apresenta um histórico da violência no Brasil nas últimas décadas e descreve a criação das guardas municipais e suas funções. Na seção 3 são apresentados os dados e a metodologia. Na seção 4 são apresentados os resultados econométricos. Por sua vez, a seção 5 faz as considerações finais.

7. A hipótese é a de que os políticos tendem a contratar mais policiais em anos de eleição, a fim de transmitir uma imagem de segurança maior e conseguir mais votos.

8. Como o número de bombeiros e o número de policiais são altamente correlacionados, e o primeiro não é diretamente associado com a criminalidade, este constitui um bom instrumento para o número de policiais.

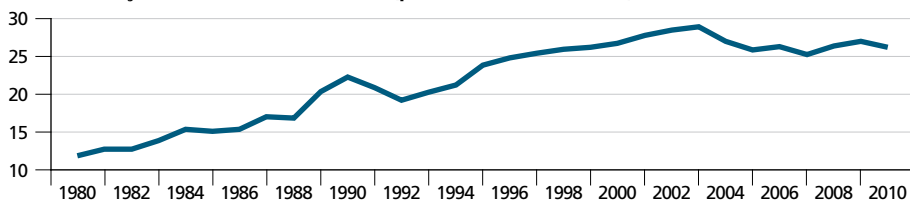
9. Em julho de 1994, houve um atentado terrorista contra sinagogas em Buenos Aires. A partir disso, o governo instituiu a obrigatoriedade da presença de policiais em instituições judaicas e muçulmanas. Os autores investigaram os efeitos dessa mudança exógena repentina na presença da polícia nos meses subsequentes sobre a criminalidade.

2 HISTÓRICO DA VIOLÊNCIA

Em 1980 a taxa de homicídios no Brasil era de 11,7 homicídios por 100 mil habitantes, pouco acima do que é considerado tolerável pela Organização Mundial da Saúde (OMS, 2010). Todavia, conforme é possível observar no gráfico 1, durante a década de 1980, a violência cresceu de forma expressiva, chegando a 22,2 homicídios por 100 mil habitantes em 1990. A partir disso, o indicador cresceu mais lentamente até atingir o pico em 2003, com 28,9 homicídios para cada 100 mil habitantes. O que se observa, desde então, é uma redução bem lenta, o que indica relativa estabilidade no patamar de 26 homicídios por 100 mil habitantes (Waiselfisz, 2011).

GRÁFICO 1

Evolução da taxa de homicídios (por 100 mil habitantes) no Brasil



Fonte: SIM/Waiselfisz, 2011.
Elaboração dos autores.

Waiselfisz (2011) realiza uma análise da composição dos homicídios no Brasil, indicando interessantes tendências. Primeiramente, o autor observa a violência por cor e indica que negros são mais assassinados que brancos em 26 das 27 unidades federativas. Se por um lado, pode-se argumentar que a parcela mais pobre da população possui mais negros que a parcela mais rica e, dessa forma, o fator cor poderia estar contaminado pelo fator pobreza, por outro, há casos em que a discriminação é evidente. Em alguns estados como Alagoas e Paraíba, a taxa de homicídio dos negros é mais 15 vezes maior que a taxa de homicídio da população branca. A diferença aumentou à medida que a população branca passou por uma redução na mortalidade (cerca de 27,5% desde 2002) e a população negra passou por um aumento (cerca de 23,4% desde 2002).

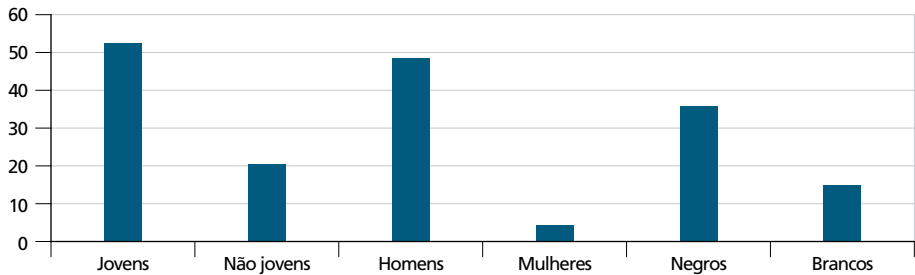
Outra característica relevante dos homicídios no país é a prevalência da população masculina no total de assassinatos. Em 2010, os homens representavam mais de 90% dos casos. Por sua vez, a taxa de homicídios entre as mulheres tem ficado em torno de 4,4, desde 1995.

Por fim, percebe-se que a população jovem é a que mais sofre de violência. A taxa de homicídio de jovens entre 15 e 24 anos no Brasil é de 52,4. Essa taxa oscila em torno de 50 desde 2000, enquanto a taxa de homicídios é de cerca de 20

homicídios por 100 mil habitantes. O gráfico 2 faz um breve resumo comparando grupos mais afetados pela violência.

GRÁFICO 2

Taxa de homicídio (por 100 mil habitantes) no Brasil por grupo

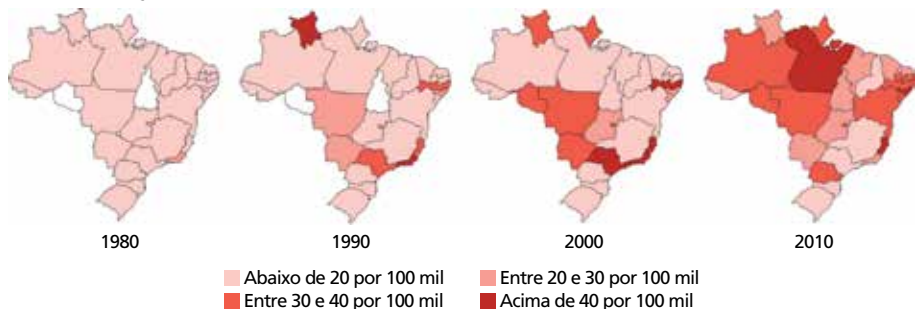


Fonte: Waiselfisz, 2011.
Elaboração dos autores.

Se no país como um todo há, aparentemente, uma estabilidade, isso não pode ser dito quando regiões são analisadas separadamente. A figura 1 indica a evolução da violência no Brasil desde a década de 1980 por Unidade da Federação. Nota-se que a taxa de homicídios no país era homogeneamente distribuída em 1980, algo que foi se alterando ao longo das décadas nos estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Espírito Santo, Pernambuco e Roraima. Em 1990, esses estados apresentaram índices elevados, acima de 30 homicídios por 100 mil habitantes.

FIGURA 1

Evolução da taxa de homicídios (por 100 mil habitantes) no Brasil por Unidade da Federação



Fonte: SIM/Waiselfisz, 2011.
Elaboração dos autores.

No ano de 2000, perto do auge da violência no país, os estados anteriormente citados observaram um aumento ainda maior dos homicídios, e o Centro-Oeste e alguns estados do Norte passaram a ter maior peso nessa composição. De 1980 a 2000, portanto, observa-se um crescimento generalizado da violência pelo Brasil.

Na década de 2000, no entanto, há um ponto de inflexão principalmente nos estados do Rio de Janeiro e de São Paulo. Na década de 2010, esses estados observam uma redução nas taxas de homicídio comparadas às da década de 1980. Por outro lado, há crescimento da violência nos estados do Nordeste e do Norte, além do Paraná. O que se percebe dessa evolução é que a criminalidade migrou de estados mais violentos para os menos violentos. Entre as hipóteses, está o maior gasto em segurança nos estados que já eram atingidos por uma onda de criminalidade maior, o que a fez migrar para estados menos preparados.

Além disso, pode haver um fator econômico, à medida que outros centros urbanos passavam por um crescimento econômico, aumentavam os ganhos esperados da criminalidade e a criminalidade em si. Waiselfisz (2011) sugere também que o crime migrou das capitais e das regiões metropolitanas para o interior e que migrou das cidades grandes para as cidades menores.

Conforme se observa na tabela 1, houve um crescimento maior de homicídios nas cidades grandes entre 1980 e 2000. Entre 2000 e 2010, no entanto, esse crescimento reduziu e, em alguns casos (municípios com mais de 200 mil habitantes), houve queda na taxa de homicídios. Já nos municípios menores, o crescimento da violência acelerou na última década, trazendo as taxas de homicídio para patamares cada vez mais próximos dos municípios maiores.

TABELA 1
Evolução da taxa de homicídios (por 100 mil habitantes) no Brasil por tamanho de município

Tamanho do município	Taxa de homicídios na data				Variação % ao ano	
	1980	1990	2000	2010	1980 x 2000	2000 x 2010
20 a 50 mil	7,2	11,1	12,2	19,3	2,7	4,7
50 a 100 mil	9,2	16,3	17,7	25,1	3,3	3,5
100 a 200 mil	12,4	23,9	27,3	30,1	4,0	1,0
200 a 500 mil	15,8	27,7	34,6	34,3	4,0	-0,1
Mais de 500 mil	20,8	41,1	48,3	33,1	4,3	-3,7
Total	11,7	22,2	26,7	26,2	4,2	-0,2

Fonte: Waiselfisz (2011).

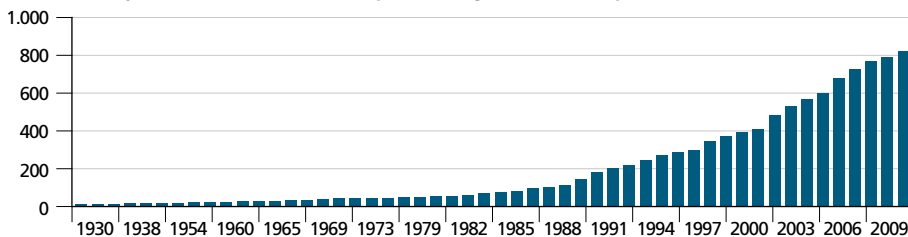
Os mecanismos de contenção e redução da violência usados pelos entes públicos brasileiros vêm se alterando ao longo das últimas décadas, principalmente a partir do aumento da violência observado entre as décadas de 1980 e 2000. Na Constituição de 1988, o Artigo 144 estipula as funções de cada ente, sendo que a responsabilidade pela segurança pública cabe aos estados, deixando a cargo dos municípios “constituir guardas municipais destinadas à proteção de seus bens, serviços e instalações, conforme dispuser a lei” (Brasil, 1988). Dessa forma, o papel

dos municípios em relação à segurança pública era bastante reduzido, deixando as maiores atribuições aos estados e, em menor escala, à União.

De qualquer forma, a Constituição abriu espaço para a criação de guardas municipais, especialmente por aqueles municípios cuja demanda por segurança era maior do que a oferta provida por seus respectivos governos estaduais. Se até 1988 eram pouco mais de cem municípios com guarda municipal, em 2003 a presença mais que quintuplicou, passando para um total de 563 municípios. Nesse período, a busca por novos papéis, tanto do aumento de responsabilidade da União, quanto dos municípios, passou a ganhar força (IBGE, 2001, p.120). Porém, foi a partir da Lei nº 10.746 de 2003 que os municípios foram estimulados a criar aparatos de segurança municipais (Brasil, 2012).

Com incentivos financeiros, foram criadas mais de 250 novas guardas municipais em apenas cinco anos, o que corresponde a mais de 30% das existentes até 2009. O gráfico 3 demonstra a rápida evolução do número de municípios com a presença desse órgão de acordo com a Constituição de 1988 e com a criação do Fundo Nacional de Segurança Pública.

GRÁFICO 3
Evolução do número de municípios com guarda municipal



Fonte: Munic, 2009.
Elaboração dos autores.

De acordo com os dados do Perfil de Municípios Brasileiros elaborado pelo IBGE (2009), as guardas municipais possuem um efetivo de quase 90 mil policiais, cerca de 45 policiais para cada 100 mil habitantes. Entre suas atribuições, estão desde a proteção de autoridades públicas até a manutenção de bens e prevenção de crimes. Atualmente, o maior papel é a proteção de bens, serviços e instalações do município (94% dos municípios).

As guardas municipais estão presentes especialmente em municípios grandes (88% dos municípios maiores que 500 mil habitantes possuem guardas municipais) e a presença quase irrelevante em pequenos municípios (2% em municípios até 5 mil habitantes). Isso se deve ao alto investimento exigido para estabelecer um aparato municipal de segurança e à disponibilidade de recursos federais

(Fundo Nacional de Segurança Pública) exclusiva para aqueles municípios com mais de 30 mil habitantes (Brasil, 2012). A tabela 2 indica a maior presença de guardas municipais quanto maior for o município, assim como o rápido crescimento dessa presença a partir de 1989.

TABELA 2
Guardas municipais por tamanho de município e por data de criação

Tamanho do município	Total	%	Data de criação	Total	%
10.001 até 20.000	183	13%	Até 1988	104	12%
20.001 até 50.000	268	25%	1989 a 1994	158	18%
50.001 até 100.000	122	39%	1995 a 2003	301	35%
100.001 até 500.000	151	65%	2004 a 2009	256	30%
Maior que 500.000	35	88%	Sem informações	46	5%

Fonte: Munic, 2009.
Elaboração dos autores.

3 DADOS E METODOLOGIA

A criminalidade pode ser mensurada com base em homicídios, roubos de carros e de casas, entre outros. Para este estudo, usamos duas bases de dados para dois tipos de crimes: homicídios e crimes contra o patrimônio. Restringimos a análise ao estado de São Paulo com a finalidade de tornar comparáveis os modelos que usam cada variável dependente, pois os dados de crimes contra o patrimônio só estão disponíveis para aquele estado.

As taxas de homicídios¹⁰ foram retiradas do Subsistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) do Datasus. A decisão de usar a taxa de homicídios foi tomada com fundamento no estudo de Soares (2004b), que indica que o relato de crimes é positivamente correlacionado com o desenvolvimento institucional de cada país. As pessoas tendem a reportar crimes quando entendem que o Estado pode resolvê-los, devolvendo o bem roubado e/ou culpando o criminoso, assim como beneficiando a comunidade com a detenção dos malfeitores. Dessa forma, os países que possuem polícia e justiça mais efetivas na resolução dos casos, cidadãos mais cientes de seu dever civil e, principalmente, menores níveis de corrupção, tendem a ter maiores percentuais de relatos. Logo, dados de homicídios podem sofrer menos com problemas de *underreporting* (Waiselfisz, 2011), mas em menor escala que roubos de carteiras, por exemplo.

De qualquer forma, considerando que o papel formal das guardas municipais é o de combater um tipo de crime mais relacionado à garantia da integridade

10. Foram considerados homicídios as categorias X85 a Y09, conforme classificação da Organização Mundial da Saúde (CID-10)

do patrimônio, procurou-se identificar o efeito das guardas municipais também usando dados sobre roubos e furtos por 100 mil habitantes da Secretaria de Segurança do estado de São Paulo. Apesar do problema do baixo percentual de relatos de roubos, este trabalho assume que a utilização de dados em painel pode minimizar esse problema ao remover o efeito fixo potencialmente correlacionado com os regressores. Para este estudo, foram utilizados dados dos anos de 2004, 2006 e 2009, anos em que a pesquisa Munic apresentou dados sobre as guardas municipais.

A municipalização da segurança pública é mensurada de acordo com quatro variáveis, sendo três delas diretamente relacionadas às guardas municipais, retiradas das bases de municípios Munic do IBGE. Nelas, verifica-se a presença ou falta de guarda municipal, o ano de sua criação e o seu efetivo policial. Além dessas variáveis, são utilizadas as informações da Finbra, da Secretaria do Tesouro Nacional, sobre os gastos em segurança pública de cada município.

Como variáveis de controle, são utilizadas aquelas com alguma variação temporal, pois assim se podem estimar os coeficientes pelo método de Efeitos Fixos. Tais variáveis são o índice de emprego,¹¹ o PIB *per capita*,¹² a educação,¹³ os gastos municipais,¹⁴ o percentual de homens na população, o tamanho da população e seu termo quadrático.¹⁵

O número de policiais militares por município é considerado dado sigiloso e, portanto, não é disponibilizado pela Secretaria de Segurança do estado de São Paulo. Para captar efeitos dessa natureza, são inseridas tendências específicas por regiões administrativas. As tendências poderiam ter sido inseridas no nível municipal, mas a perda de graus de liberdade pode determinar erros-padrão muito grandes. Ademais, ao considerar apenas um estado na análise, as diferenças intermunicipais são minimizadas e a ausência de variáveis como o número de encarcerados, o equipamento de combate à criminalidade, o contingente policial militar, entre outros fatores, terão menor impacto sobre a validade dos resultados. Fatores como alterações nas leis são de caráter nacional e parte-se da premissa de que todos os municípios são afetados uniformemente.

Conforme pode ser observado na tabela 3, a taxa de homicídios média vem caindo ano a ano nos municípios paulistas. Da mesma forma, a taxa de roubos e furtos reduziu de 1.323 para 1.239 roubos e furtos por 100 mil habitantes. Por sua vez, o número médio de guardas municipais aumentou de 30,54 para 34,01, entre 2004 e 2009. O gasto em segurança por habitante, apesar de relativamente pequeno

11. Índice Firjan de desenvolvimento municipal – emprego e renda.

12. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

13. Índice FIRJAN de desenvolvimento municipal – educação.

14. Finanças do Brasil (Finbra) – dados contábeis dos municípios – Ministério da Fazenda.

15. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

(10,11 R\$/habitante em 2009), refere-se à média total. Mas é importante notar que 71% dos municípios não tinham guardas municipais em 2009. Considerando somente municípios com guarda municipal em 2009, o gasto com segurança por habitante chegou a quase o triplo (28,55 R\$/habitante), no último ano analisado.

TABELA 3
Estatística descritiva total

Estatística	2004		2006		2009	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Variáveis						
Taxa de homicídios	12.50	14.54	10.38	11.66	10.57	11.46
Taxa de roubos e furtos	1323.07	822.97	1277.25	758.08	1238.80	715.33
Nº guardas municipais	30.54	86.05	31.80	84.48	34.01	80.81
Idade guarda municipal	4.10	8.72	4.65	9.42	5.52	10.51
Presença guarda municipal	0.27	0.44	0.28	0.45	0.29	0.45
Gastos em segurança <i>per capita</i>	5.17	10.35	6.80	14.38	10.11	21.94
População	61744.54	437936.30	63652.30	445651.80	64161.30	446645.40
População masculina	0.50	0.02	0.50	0.02	0.50	0.02
PIB <i>per capita</i> (em 1000 reais)	11.19	9.78	13.75	13.02	17.52	15.34
Gastos municipais <i>per capita</i>	1103.56	548.70	1444.92	725.29	1883.05	825.69
IFDM emprego e renda	0.52	0.15	0.55	0.18	0.51	0.15
IFDM educação	0.86	0.06	0.85	0.06	0.89	0.05
Nº de Observações	645		645		645	

Elaboração dos autores.

Os municípios paulistas em 2009 tinham, em média, uma população de 64.161 habitantes, que foi aumentando ao longo do período analisado. A despesa municipal total cresceu 70,7%, desde 2004, chegando a 1.883 reais por habitante em 2009. Outro indicador relevante é o PIB por habitante, que cresceu 56,56%, chegando a 17.520 reais por habitante em 2009. Por fim, os indicadores de educação e emprego e renda não apresentaram grandes mudanças no período. Enquanto o primeiro caiu de 0,52 para 0,51, entre 2004 e 2009, o último aumentou de 0,86 para 0,89. Entre os municípios com guarda municipal em 2009, a idade média das guardas era de 12,7 anos nesse ano, com uma taxa de 137 policiais por 100 mil habitantes.

Na tabela 4, encontram-se as estatísticas descritivas apenas para os 188 municípios paulistas que possuíam guarda municipal no ano de 2009. Nota-se que, comparativamente à amostra completa dos municípios paulistas,

a taxa média de homicídios desses municípios era cerca de 50% maior, em 2004 e 2006, e, por volta de 23% maior, em 2009. A taxa de roubos e furtos apresentou leve queda no período, nos municípios com guardas municipais, de 1809 para 1646 roubos e furtos por 100 mil habitantes (uma queda de 9%). Nesse período, a incidência de roubos e furtos no grupo de municípios com guarda municipal era consideravelmente maior do que na média de municípios. Entre os municípios com guarda municipal, em 2009, a idade média da guarda era de 18,9 anos, com uma taxa de 116,7 policiais por 100 mil habitantes. Os gastos com segurança eram quase o dobro daqueles observados, entre o conjunto total de municípios, e o PIB *per capita* era cerca de 25% maior. A população desses municípios era de cerca de 175 mil habitantes, duas vezes e meia maior que a média de todos os municípios paulistas. A despesa *per capita*, por outro lado, era levemente inferior nos municípios com guarda municipal em 2009. Já os índices de emprego e renda, em 2009, eram 20% maiores nos municípios com guarda municipal. Os índices de educação eram praticamente iguais entre os dois grupos no período analisado.

TABELA 4
Estatística descritiva municípios com guarda municipal em 2009

Estatística	2004		2006		2009	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Variáveis						
Taxa de homicídios	18.57	13.84	15.56	11.20	12.97	8.57
Taxa de roubos e furtos	1809.42	834.37	1697.28	830.89	1646.03	719.98
Taxa guarda municipal	104.79	132.97	109.08	126.89	116.69	113.10
Idade guarda municipal	14.07	11.00	15.95	11.16	18.93	11.19
Presença guarda municipal	0.91	0.28	0.95	0.23	1.00	0.00
Gastos em segurança <i>per capita</i>	13.90	14.83	18.81	20.97	28.55	32.38
População	169652.80	800669.20	175051.20	814403.60	176302.20	816128.20
População masculina	0.50	0.01	0.50	0.01	0.50	0.01
PIB <i>per capita</i> (em R\$ 1000)	14.65	13.33	17.67	16.37	22.78	20.04
Gastos municipais <i>per capita</i>	1029.20	682.12	1290.28	811.53	1711.91	776.65
IFDM emprego e renda	0.64	0.15	0.69	0.19	0.61	0.16
IFDM educação	0.86	0.05	0.84	0.05	0.89	0.05
Nº de observações	188		188		188	

Elaboração dos autores.

Como o estudo busca captar o efeito da estrutura municipal de segurança pública sobre a criminalidade, O modelo básico utilizado é dado por:

$$y_{it} = \beta_1 taxagm_{it} + \beta_2 idadegm_{it} + \beta_3 presençagm_{it} + \beta_4 gastossegit + X_{it}\beta_5 + \sum_{t=2}^3 \beta_{6t}\tau_t + \sum_{i=1}^N \beta_{7i}t_{it} + v_i + u_{it}, \quad (1)$$

em que *taxahomic* (homicídios por 100 mil habitantes) é a variável dependente. A outra variável dependente é a taxa de roubos e furtos por 100 mil habitantes, denominada *txroubfurt*, usada a fim de verificar se a guarda municipal tem efeito sobre um indicador de crime contra o patrimônio, a principal função das guardas municipais. O regressor *taxagm* representa o número de guardas municipais por 100 mil habitantes, *presençagm* é uma *dummy* igual a 1 para a presença de guarda municipal, *idadegm* informa o número de anos desde a criação da guarda municipal e *gastossegit* é o gasto com segurança por habitante. O termo X_{it} é um vetor linha de covariadas (descritas nas tabelas 3 e 4), τ representa um conjunto de *dummies* de ano, t_{it} representa variáveis de tendência específicas para cada região administrativa do estado de São Paulo. Essas tendências buscam captar possíveis evoluções distintas no policiamento militar de municípios de diferentes regiões administrativas, O termo v_i representa os efeitos fixos potencialmente correlacionados com os regressores e u_{it} é o termo aleatório de erro. Os erros-padrão dos modelos são estimados pelo estimador robusto de White.

Em seguida, os mesmos modelos são estimados com os regressores defasados em um período. Em outras palavras, verifica-se se há uma defasagem do efeito das variáveis independentes sobre a variável dependente, pois é natural que demore algum tempo para que os investimentos em guardas municipais surtam efeito.

Finalmente, outro exercício consiste em manter na base de dados somente os municípios que tinham guarda municipal em 2009. A premissa é a de que eles são muito distintos daqueles que não implementaram esse aparato, o que implicaria algum viés de autoseleção. Também, nesse caso, foram realizadas regressões com regressores defasados em um período.

Testes de Hausman foram realizados para verificar se poderíamos confiar nas estimações eficientes (efeitos aleatórios), mas em geral os modelos sugerem que as estimativas eficientes sejam enviesadas.

4 RESULTADOS

A tabela 5 apresenta os resultados obtidos pela aplicação do estimador Within para a variável dependente taxa de homicídio e seus regressores contemporâneos. No modelo

EF3 estimamos que o aumento de um policial por 100 mil habitantes (*taxagm*) reduz a taxa de homicídio em 0,0244 homicídios por 100 mil habitantes, mas esse coeficiente é significativo a apenas 10%. Tal resultado sugere que a guarda municipal é efetiva em reduzir a criminalidade contra a vida. Por sua vez, cada ano de idade da guarda municipal (*idadegm*) reduz a taxa de homicídio em 0,5440 homicídios por 100 mil habitantes. A presença de guarda municipal (*presencagm*), por outro lado, não apresenta resultados significativos. Mas mesmo ao inserir essa variável sozinha, isto é, sem a taxa de policiais por habitantes, ainda não observamos resultados estatisticamente significativos, ainda que com o sinal esperado. Os gastos com segurança por habitantes não apresentaram efeitos estatisticamente significativos, apesar de negativos, como esperado.

Nos modelos EF4 à EF6, foram incluídas tendências específicas a cada região administrativa, mas nenhum desses modelos apresenta coeficientes estatisticamente significativos para os regressores principais. Os sinais e magnitudes permanecem relativamente inalterados, o que leva a crer que a perda de graus de liberdade determina um aumento nos erros-padrão. No geral, os controles não apresentam sinais estatisticamente significativos, exceto a população. Pelas estimativas, municípios menores são relativamente mais violentos, mas dado o coeficiente positivo e estatisticamente significativo do termo quadrático, essa relação tende a ter um formato de U. Ao final da tabela 5, é possível observar pelo teste de Hausman que há diferenças entre o estimador eficiente de Efeitos Aleatórios e o estimador Within (Efeitos Fixos), o que sugere que o último é mais adequado para o problema em questão.

TABELA 5

Estimativas por efeitos fixos (EF) do modelo de taxa de homicídio, com regressores contemporâneos (todos os municípios paulistas)

	EF1	EF2	EF3	EF4	EF5	EF6
<i>taxagm</i>		-0.0239 ³ (0.0112)	-0.0244 ³ (0.0114)		-0.0189 (0.0113)	-0.0197 (0.0117)
<i>presencagm</i>	-1.7916 (3.4312)		0.3352 (3.5501)	-1.2830 (3.4888)		0.4786 (3.6449)
<i>gmidade</i>	-0.5935 ³ (0.2642)	-0.5317 ³ (0.2647)	-0.5339 ³ (0.2652)	-0.1032 (0.3184)	-0.0392 (0.3192)	-0.0420 (0.3197)
<i>gsegpercapita</i>	-0.0172 (0.0197)	-0.0222 (0.0225)	-0.0225 (0.0224)	-0.0022 (0.0265)	-0.0063 (0.0288)	-0.0069 (0.0290)
<i>pop</i>	-0.3910 ¹ (0.0908)	-0.4054 ¹ (0.0930)	-0.4050 ¹ (0.0931)	-0.2809 ² (0.1004)	-0.2949 ² (0.1027)	-0.2941 ² (0.1027)
<i>pop2</i>	0.0000 ¹ (0.0000)	0.0000 ¹ (0.0000)	0.0000 ¹ (0.0000)	0.0000 ³ (0.0000)	0.0000 ³ (0.0000)	0.0000 ³ (0.0000)

(Continua)

(Continuação)

	EF1	EF2	EF3	EF4	EF5	EF6
<i>popmasc</i>	-99.2385 (53.1996)	-99.3937 (53.1438)	-99.3794 (53.1616)	-104.0039 (55.0703)	-103.6037 (54.9668)	-103.5161 (55.0108)
<i>pibpc</i>	-67.2794 (88.8659)	-75.9547 (87.2501)	-75.9003 (87.2153)	-70.3059 (90.2002)	-77.0204 (88.7602)	-76.9328 (88.7311)
<i>gpercapita</i>	-1.2661 (1.8075)	-1.1924 (1.8022)	-1.1936 (1.8022)	-0.5469 (1.7983)	-0.4908 (1.8013)	-0.4924 (1.8017)
<i>ifdmemprend</i>	3.8437 (3.8942)	3.8263 (3.8888)	3.8166 (3.8959)	2.6816 (4.1107)	2.6861 (4.0996)	2.6690 (4.1083)
<i>ifdmedu</i>	14.1865 (11.1002)	14.5814 (11.0977)	14.5987 (11.0984)	11.7152 (11.3740)	12.0193 (11.3717)	12.0581 (11.3777)
<i>dummy 2009</i>	0.8938 (1.6766)	0.8850 (1.6679)	0.8825 (1.6694)	-0.8852 (3.3631)	-0.8967 (3.3665)	-0.8930 (3.3675)
<i>dummy 2006</i>	-0.5739 (0.8282)	-0.5629 (0.8274)	-0.5635 (0.8280)	-1.4253 (1.6420)	-1.4158 (1.6442)	-1.4127 (1.6445)
<i>constante</i>	74.9404 ³ (29.1142)	75.4937 ² (29.0855)	75.3958 ² (29.1281)	70.9368 ³ (30.4724)	71.2260 ³ (30.3872)	71.0315 ³ (30.4796)
Tendências específicas regiões administrativas	não	não	não	sim	sim	sim
Hausman X ²	-	-	38.93 ¹	-	-	170.58 ¹
R ² Ajustado	0.0363	0.0383	0.038	0.0695	0.0708	0.070
N	1935	1935	1935	1935	1935	1935

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Coeficiente significativo a 1%.

² Coeficiente significativo a 5%.

³ Coeficiente significativo a 10%.

A tabela 6 apresenta os mesmos modelos com regressores defasados em um período. Nos modelos EF7 a EF9 (sem tendências de regiões administrativas), os coeficientes do número de guardas municipais por 100 mil habitantes não são significativos (apesar do sinal ser o esperado). No modelo EF9, depreendemos que um ano a mais de idade da guarda municipal reduz 1,37 homicídios para cada 100 mil habitantes. Uma vez inseridas as tendências específicas, nos modelos EF10 a EF12, o número de guardas municipais passa a ter coeficientes estatisticamente significativos a 1%. No modelo EF12, um guarda municipal a mais reduz a taxa de homicídios em 0.033 por 100 mil habitantes. A idade, no entanto, passa a não ser significativa, e a variável *dummy* de presença da guarda municipal (*presençagm*) passa a ser positiva e significativa a 10%, o que indica algum efeito de autoeleção de instalação das guardas municipais naqueles municípios com maiores tendências de crescimento dos homicídios.

TABELA 6
Estimativas por efeitos fixos (EF) do modelo de taxa de homicídio com regressores defasados (todos os municípios paulistas)

	EF7	EF8	EF9	EF10	EF11	EF12
<i>taxagm</i>		-0.0178 (0.0160)	-0.0241 (0.0128)		-0.0232 (0.0142)	-0.0330 ¹ (0.0098)
<i>presencagm</i>	5.0123 (4.0582)		7.2396 (4.2173)	7.7084 (4.2646)		10.8632 ² (4.4513)
<i>gmidade</i>	-1.4215 ³ (0.5978)	-1.2882 ³ (0.6029)	-1.3747 ³ (0.5969)	-0.7882 (0.7157)	-0.5389 (0.7322)	-0.6686 (0.7220)
<i>gsegpercapita</i>	0.0157 (0.0733)	0.0189 (0.0716)	0.0162 (0.0730)	0.0219 (0.0735)	0.0276 (0.0712)	0.0247 (0.0725)
<i>pop</i>	-0.3171 ¹ (0.0760)	-0.3370 ¹ (0.0784)	-0.3257 ¹ (0.0770)	-0.2311 ³ (0.0927)	-0.2661 ² (0.0982)	-0.2372 ³ (0.0930)
<i>pop2</i>	0.0000 ¹ (0.0000)	0.0000 ¹ (0.0000)	0.0000 ¹ (0.0000)	0.0000 ³ (0.0000)	0.0000 ³ (0.0000)	0.0000 ³ (0.0000)
<i>popmasc</i>	-83.4725 (73.4652)	-82.0631 (73.4326)	-79.7654 (73.3459)	-95.6745 (71.3559)	-92.4099 (71.2552)	-92.1251 (71.2755)
<i>pibpc</i>	22.9255 (56.2503)	18.0756 (55.7529)	18.4435 (55.5620)	36.4689 (64.4416)	28.9080 (63.3118)	30.9380 (63.1738)
<i>gpercapita</i>	1.1478 (2.6761)	1.1740 (2.6733)	1.2000 (2.6721)	3.0426 (2.8560)	3.0571 (2.8419)	3.1073 (2.8458)
<i>ifdmemprend</i>	-5.1753 (5.8630)	-4.8443 (5.8732)	-5.1109 (5.8680)	-1.7184 (6.3988)	-1.0044 (6.4274)	-1.6153 (6.4088)
<i>ifdmedu</i>	-45.9877 (24.7113)	-46.1996 (24.6835)	-45.4247 (24.7377)	-41.3935 (26.1234)	-43.2705 (26.0674)	-41.4871 (26.1272)
<i>dummy 2006</i>	-0.6594 (1.1456)	-0.6762 (1.1441)	-0.6558 (1.1440)	0.5305 (1.9507)	0.4586 (1.9435)	0.4195 (1.9505)
<i>constante</i>	115.1210 ² (43.3424)	116.8413 ² (43.3083)	113.1297 ² (43.3746)	104.5697 ³ (44.6022)	108.0306 ³ (44.6012)	103.2300 ³ (44.6321)
Tendências específicas microrregiões	não	não	não	sim	sim	sim
Hausman X ²	-	-	17.49 ²	-	-	89.55 ³
R ² ajustado	0.0262	0.0266	0.028	0.0749	0.0748	0.079
N	1290	1290	1290	1290	1290	1290

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Coeficiente significativo a 1%.

² Coeficiente significativo a 5%.

³ Coeficiente significativo a 10%.

Na tabela 7, são apresentadas as estimativas para os municípios que, ao final de 2009, apresentavam guarda municipal instalada. Esse recorte da amostra busca comparar municípios semelhantes em termos de disposição a instalar uma guarda municipal. Com isso o problema de viés de autosseleção deveria ser minimizado. Os resultados desses modelos com regressores contemporâneos à taxa de homicídio não são estatisticamente significativos para os modelos com e sem tendências específicas. O coeficiente do PIB *per capita* apresenta sinal positivo e significativo, o que indica que o aumento da riqueza pode atrair maior violência.

TABELA 7
Estimativas por efeitos fixos (EF) do modelo de taxa de homicídio com regressores contemporâneos (municípios paulistas com guardas municipais em 2009)

	EF13	EF14	EF15	EF16	EF17	EF18
<i>taxagm</i>		-0.0153 (0.0127)	-0.0193 (0.0148)		-0.0176 (0.0164)	-0.0196 (0.0182)
<i>presencagm</i>	1.4810 (3.3778)		1.6251 (1.7154)	0.1942 (3.7075)		1.7927 (1.7168)
<i>gmidade</i>	1.4248 (1.7075)	0.8203 (1.5579)	3.2126 (3.7137)	1.6961 (1.6991)	1.4430 (1.3789)	1.7763 (4.0267)
<i>gsegapercapita</i>	-0.0116 (0.0217)	-0.0132 (0.0235)	-0.0166 (0.0233)	0.0281 (0.0352)	0.0256 (0.0380)	0.0231 (0.0384)
<i>pop</i>	-0.4402 ¹ (0.1115)	-0.4528 ¹ (0.1140)	-0.4491 ¹ (0.1134)	-0.2882 ³ (0.1110)	-0.3043 ² (0.1142)	-0.3001 ² (0.1134)
<i>pop2</i>	0.0000 ² (0.0000)	0.0000 ¹ (0.0000)	0.0000 ² (0.0000)	0.0000 ³ (0.0000)	0.0000 ³ (0.0000)	0.0000 ³ (0.0000)
<i>popmasc</i>	-3.2595 (125.4816)	-8.4769 (124.4127)	-5.1351 (124.8383)	-81.8900 (143.8948)	-83.8579 (134.3255)	-80.2796 (132.5802)
<i>pibpc</i>	168.1303 ² (63.4816)	141.0432 ³ (64.3378)	142.5827 ³ (63.9880)	220.5059 ¹ (59.4419)	194.5428 ² (63.9580)	195.9607 ² (63.5453)
<i>gpercapita</i>	-3.9686 (2.5069)	-3.2626 (2.4608)	-3.4019 (2.4899)	-3.2657 (2.3419)	-2.7195 (2.3081)	-2.7738 (2.3281)
<i>ifdmemprend</i>	-5.7042 (5.0561)	-5.2288 (5.0297)	-5.7722 (5.0881)	-5.9674 (4.8182)	-5.8294 (4.7569)	-6.1185 (4.8100)
<i>ifdmedu</i>	20.5953 (24.0635)	21.7592 (24.3849)	23.2148 (24.3031)	24.0497 (25.5734)	25.1613 (25.6243)	26.1103 (25.6965)
<i>dummy 2009</i>	-9.4222 (8.5200)	-6.3667 (7.6412)	-10.4492 (8.5708)	-3.2111 (8.6581)	-1.5823 (7.2249)	-3.2204 (8.7659)
<i>dummy 2006</i>	-2.6064 (3.4054)	-1.4065 (3.0540)	-2.9228 (3.4016)	0.5991 (3.4768)	1.3028 (3.0076)	0.7257 (3.5229)
<i>constante</i>	50.3270 (75.2933)	64.5635 (73.4107)	47.7945 (74.8100)	65.0675 (82.7877)	72.8261 (76.0307)	63.6536 (77.4235)
Tendências específicas regiões administrativas	não	não	não	sim	sim	sim
Hausman X ²	-	-	97.62 ¹	-	-	274.23 ¹
R ² Ajustado	0.188	0.192	0.193	0.318	0.325	0.324
N	564	564	564	564	564	564

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Coeficiente significativo a 1%.

² Coeficiente significativo a 5%.

³ Coeficiente significativo a 10%.

Na tabela 8, encontram-se as estimativas dos modelos com regressores defasados para o conjunto de municípios com guardas instaladas em 2009. Como se pode notar, os modelos (EF21 e EF24, respectivamente sem e com tendência específica de região) mostram que o aumento de um guarda municipal para cada 100 mil habitantes reduz a taxa de homicídios, em torno de 0,029 homicídios por 100 mil habitantes, no primeiro modelo, e em 0,0391 homicídios por 100 mil, no segundo modelo. As demais variáveis

de segurança nos modelos com tendências específicas apresentam sinais contrários ao esperado, indicando tendências de aumentos da criminalidade nos municípios com que criaram guardas municipais há mais tempo. Esses sinais positivos nessas variáveis podem indicar autosseleção dos municípios que vinham sofrendo com aumentos na criminalidade.

TABELA 8

Estimativas por efeitos fixos (EF) do modelo de taxa de homicídio com regressores defasados (municípios paulistas com guardas municipais em 2009)

	EF19	EF20	EF21	EF22	EF23	EF24
<i>taxagm</i>		-0.0200 (0.0156)	-0.0293 ² (0.0110)		-0.0283 ² (0.0105)	-0.0391 ¹ (0.0055)
<i>presencagm</i>	7.6432 ² (3.3663)		10.3905 ² (3.4518)	13.6404 ¹ (3.3143)		16.6977 ¹ (3.3911)
<i>gmidade</i>	3.1301 (2.4210)	2.8336 (2.4038)	3.2593 (2.4072)	5.3091 ² (1.7651)	4.4478 ³ (1.8162)	5.2145 ² (1.6752)
<i>gsegpercapita</i>	-0.0943 (0.0544)	-0.0884 (0.0516)	-0.0951 (0.0542)	0.0235 (0.0646)	0.0225 (0.0633)	0.0336 (0.0622)
<i>pop</i>	-0.2949 ¹ (0.0663)	-0.3219 ¹ (0.0675)	-0.3022 ¹ (0.0666)	-0.0872 (0.0845)	-0.1483 (0.0918)	-0.0846 (0.0821)
<i>pop2</i>	0.0000 ¹ (0.0000)	0.0000 ¹ (0.0000)	0.0000 ¹ (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
<i>popmasc</i>	314.9618 (318.0070)	344.4350 (328.9221)	395.8320 (335.6832)	-108.8599 (279.4769)	-93.4774 (295.4111)	-58.7415 (284.9021)
<i>pibpc</i>	68.3070 (100.1030)	34.5701 (100.6764)	37.5604 (95.6465)	266.6545 (141.9507)	201.2500 (141.1643)	218.9754 (131.9622)
<i>gpercapita</i>	0.2523 (4.6080)	1.0135 (4.5428)	1.0949 (4.3792)	-2.5930 (5.3483)	-2.7495 (5.0209)	-1.8827 (4.7195)
<i>ifdmempred</i>	-4.2603 (7.4602)	-2.2708 (7.6901)	-4.1264 (7.6129)	-8.3339 (7.8215)	-5.3058 (8.4587)	-7.3225 (7.8423)
<i>ifdmedu</i>	42.6843 (35.6524)	40.6472 (35.8171)	45.4820 (35.4493)	40.7028 (30.5102)	32.9181 (31.0361)	39.4770 (29.5653)
<i>dummy 2006</i>	5.8200 (4.6788)	5.0085 (4.6056)	5.9371 (4.6347)	5.8442 (5.6157)	2.2417 (5.1148)	3.7559 (4.7457)
<i>constante</i>	-189.2728 (163.2834)	-185.9263 (169.9917)	-232.6789 (172.5517)	-28.8443 (149.1612)	11.4362 (156.3833)	-45.3055 (149.4066)
Tendências específicas regiões administrativas	não	não	não	sim	sim	sim
Hausman X ²	-	-	38.08 ¹	-	-	224.42 ¹
R ² ajustado	0.1308	0.1258	0.154	0.471	0.449	0.512
N	376.000	376.000	376.000	376.000	376.000	376.000

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Coeficiente significativo a 1%.

² Coeficiente significativo a 5%.

³ Coeficiente significativo a 10%.

A tabela 9 mostra os modelos em que a variável dependente é a taxa de roubos e furtos. Os modelos de EF25 a EF30 contam com regressores contemporâneos à variável dependente. Os modelos de EF31 a EF36 incluem regressores defasados. No modelo EF27, sem tendências específicas, a única variável relacionada à segurança com coeficiente estatisticamente significativo é aquela que indica a presença de guardas municipais. A estimativa indica que municípios que instalam a guarda municipal reduzem 145 roubos por 100 mil habitantes. Ao introduzir as tendências específicas no modelo EF18 esse coeficiente mantém o sinal, mas deixa de ser estatisticamente significativo. Entre as variáveis de controle, o PIB *per capita* e o indicador de educação apresentam correlação positiva com a criminalidade, o que reforça o argumento de que o aumento da riqueza atrai mais violência (especialmente se vier acompanhado de aumento da desigualdade).

No modelo EF33, usamos regressores defasados. O coeficiente da variável *dummy* que indica a presença da guarda municipal indica uma redução – estatisticamente significante a 5% – de 402 roubos e furtos por 100 mil habitantes. Ao incluirmos tendências regionais específicas, no modelo EF36, estimamos uma redução de 373,3 roubos e furtos por 100 mil habitantes – estatisticamente significativa a 5%. As demais variáveis de interesse, relacionadas à segurança, não foram estatisticamente significativas, mesmo quando inserimos um regressor de cada vez para testar a presença de forte colinearidade.

A tabela 10 apresenta os resultados dos modelos com regressores para o recorte de municípios com guardas municipais em 2009. Nos modelos EF37 a EF42, com regressores contemporâneos, nenhum regressor é estatisticamente significativo. Entre os modelos EF43 e EF48, com regressores defasados, observamos no modelo EF45 que a presença da guarda municipal reduz a taxa de roubos e furtos em 319,8 infrações por 100 mil habitantes. Quando inserimos tendências regionais específicas, como no EF48, o coeficiente da variável que indica a presença da guarda municipal aumenta em magnitude, mas o erro-padrão aumenta ainda mais, tal que o coeficiente deixa de ter significância estatística.

TABELA 9
Estimativas por efeitos fixos (EF) do modelo de taxa de roubos e furtos (todos os municípios paulistas)

	Regressores contemporâneos										Regressores defasados				
	EF25	EF26	EF27	EF28	EF29	EF30	EF31	EF32	EF33	EF34	EF35	EF36			
<i>taxagm</i>		-0.067 (0.400)	0.162 (0.483)		-0.119 (0.426)	-0.032 (0.495)		0.257 (0.687)	0.610 (0.564)		0.299 (0.612)	0.635 (0.528)			
<i>presencagm</i>	-130.971 ³ (52.432)		-145.113 ³ (69.652)	-58.818 (82.658)		-55.926 (96.011)	-345.757 ² (108.256)		-402.059 ² (121.632)	-312.610 ² (116.462)		-373.309 ² (128.691)			
<i>gmidade</i>	-10.676 (13.483)	-12.048 (13.392)	-11.072 (13.518)	-3.986 (13.451)	-4.216 (13.395)	-3.886 (13.484)	-6.231 (31.969)	-12.220 (32.063)	-7.412 (32.140)	17.794 (34.530)	11.036 (34.780)	15.495 (34.835)			
<i>gsepercapita</i>	-0.475 (1.643)	-0.581 (1.642)	-0.439 (1.669)	-0.235 (1.703)	-0.313 (1.682)	-0.242 (1.720)	-4.693 (3.597)	-4.857 (3.667)	-4.704 (3.612)	-5.047 (3.526)	-5.201 (3.555)	-5.101 (3.538)			
<i>pop</i>	-4.272 (4.470)	-4.024 (4.384)	-4.179 (4.413)	-8.963 (4.791)	-8.895 (4.718)	-8.985 (4.746)	3.397 (3.837)	4.243 (3.917)	3.614 (3.880)	3.511 (4.626)	4.623 (4.645)	3.627 (4.605)			
<i>pop2</i>	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)			
<i>popmasc</i>	-2173.099 (1660.029)	-2165.946 (1660.524)	-2172.162 (1655.045)	-2262.081 (1540.065)	-2251.053 (1541.806)	-2261.281 (1540.821)	-7038.002 (4099.913)	-7004.105 (4096.089)	-7131.712 (4092.536)	-7432.795 ³ (3323.449)	-7491.301 ³ (3310.449)	-7501.088 ³ (3325.694)			
<i>piipc</i>	968.073 (1626.756)	1048.945 (1673.655)	1025.398 (1658.884)	1063.425 (1439.746)	1062.791 (1504.056)	1052.546 (1498.701)	-910.960 (2934.586)	-777.230 (2985.297)	-797.663 (2984.313)	-581.384 (3142.262)	-405.204 (3216.971)	-474.966 (3196.244)			
<i>gpercapita</i>	111.692 ³ (43.275)	110.701 ³ (43.146)	111.210 ³ (43.202)	80.086 (42.573)	79.991 (42.432)	80.175 (42.474)	63.649 (67.359)	63.772 (67.342)	62.329 (67.490)	40.817 (73.837)	41.297 (73.899)	39.573 (74.217)			
<i>idimprend</i>	75.259 (116.340)	71.240 (116.386)	75.439 (116.306)	18.976 (114.938)	16.955 (115.080)	18.955 (114.965)	153.101 (225.838)	136.664 (224.862)	151.474 (225.869)	58.706 (225.991)	35.729 (224.727)	56.722 (226.251)			

(Continua)

(Continuação)

	Regressores contemporâneos										Regressores defasados					
	EF25	EF26	EF27	EF28	EF29	EF30	EF31	EF32	EF33	EF34	EF35	EF36				
<i>itmedu</i>	730.383 ³ (358.372)	735.136 ³ (358.151)	727.641 ³ (358.247)	735.723 ³ (361.153)	740.812 ³ (361.012)	736.285 ³ (360.830)	-856.477 (710.830)	-827.672 (709.492)	-870.710 (709.387)	-1201.865 (785.014)	-1138.780 (788.463)	-1200.064 (787.157)				
<i>dummy 2009</i>	-167.885 ¹ (40.348)	-168.870 ¹ (40.371)	-167.810 ¹ (40.300)	-50.519 (85.247)	-50.094 (85.305)	-50.532 (85.255)										
<i>dummy 2006</i>	-68.976 ² (24.266)	-69.304 ² (24.295)	-69.045 ² (24.283)	-5.538 (44.481)	-5.159 (44.543)	-5.518 (44.535)	68.177 ³ (30.821)	69.219 ³ (30.814)	68.087 ³ (30.860)	-85.879 (78.752)	-85.087 (78.815)	-83.743 (78.604)				
<i>constante</i>	1953.930 ³ (906.598)	1908.497 ³ (905.883)	1950.902 ³ (903.801)	2322.130 ³ (838.069)	2299.557 ² (840.455)	2322.285 ² (838.865)	5250.701 ³ (2224.219)	5094.908 ³ (2217.972)	5301.039 ³ (2220.111)	6180.009 ² (1880.773)	6040.815 ² (1872.438)	6205.784 ² (1882.530)				
Regressores defasados	não	não	não	não	não	não	sim	sim	sim							
Tendências regiões	não	não	não	sim	sim	sim	não	não	não							
Hausman X2	-	-	85.57 ¹	-	-	429.29 ¹	-	-	46.26 ¹							
R2 ajustado	0.0315	0.0305	0.031	0.0894	0.0893	0.089	0.0307	0.0266	0.031	0.1099	0.1068	0.110				
N	1935.000	1935.000	1935.000	1935.000	1935.000	1935.000	1290.000	1290.000	1290.000	1290.000	1290.000	1290.000				

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Coeficiente significativo a 1%.

² Coeficiente significativo a 5%.

³ Coeficiente significativo a 10%.

TABELA 10
Estimativas por Efeitos Fixos do modelo de taxa de roubos e furtos (municípios paulistas com guardas municipais em 2009)

	Regressores contemporâneos										Regressores defasados			
	EF37	EF38	EF39	EF40	EF41	EF42	EF43	EF44	EF45	EF46	EF47	EF48		
<i>taxagm</i>		0,0547 (0,4550)	0,2142 (0,5381)	16,3249 (107,7834)	0,1524 (0,5571)	0,1476 (0,6032)		0,1094 (0,6329)	0,3942 (0,5478)	0,5102 (0,5115)	0,7505 (0,4714)			
<i>presencagm</i>	-109,9302 (74,5136)	-129,1376 (91,7312)	16,3249 (107,7834)	0,1524 (0,5571)	0,1476 (0,6032)	4,3852 (120,8617)	-282,8596 ³ (122,3834)	72,6679 (52,7667)	-319,8569 ³ (137,9095)	-313,8934 (185,5472)	-372,6108 (194,7847)			
<i>gmidade</i>	-2,3708 (37,2593)	-4,5930 (38,3417)	-58,0410 (44,6173)	-59,6335 (44,8878)	-58,7701 (44,8528)	61,3028 (51,6205)	59,5619 (95,4744)	59,5619 (95,4744)	-56,0619 (95,4744)	-37,1343 (94,9299)	-54,2436 (96,1031)			
<i>gsegercapita</i>	0,5574 (1,1099)	0,4781 (1,1091)	0,6133 (1,1425)	1,4353 (1,1442)	1,4795 (1,1831)	1,4733 (1,1988)	-6,8950 (4,6895)	-7,0907 (4,7615)	-6,8845 (4,7072)	-7,1204 (4,9012)	-7,3683 (4,9202)			
<i>pop</i>	-0,2719 (4,3895)	-0,0240 (4,3030)	-0,1738 (4,3408)	-3,3698 (5,3263)	-3,2901 (5,2198)	-3,2797 (5,2831)	3,5457 (4,3663)	4,2485 (4,3932)	3,6444 (4,3967)	4,7031 (5,2902)	3,2832 (5,3608)			
<i>pop2</i>	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)			
<i>popmasc</i>	-5,38e+03 (1,23e+04)	-5,22e+03 (1,23e+04)	-5,36e+03 (1,22e+04)	-1,18e+04 (1,36e+04)	-1,18e+04 (1,36e+04)	-1,18e+04 (1,36e+04)	3,58e+04 (2,90e+04)	3,63e+04 (2,90e+04)	3,47e+04 (2,94e+04)	6,73e+04 ² (2,44e+04)	6,66e+04 ² (2,46e+04)			
<i>pihpc</i>	1785,0821 (3408,5357)	2130,3544 (3697,6373)	2068,4683 (3673,1935)	1154,0945 (3182,0939)	1335,8302 (3502,6278)	1339,3305 (3488,6594)	-3,12e+03 (7962,3231)	-2,61e+03 (8103,5192)	-2,70e+03 (8018,1476)	-2,78e+03 (7769,3936)	-1,47e+03 (7898,8352)			
<i>gpercapita</i>	71,3927 (139,1467)	59,5048 (137,5201)	65,1062 (139,2600)	86,7311 (129,7934)	83,1533 (128,8774)	83,0191 (129,1655)	47,6869 (218,9784)	38,8452 (220,5100)	36,3400 (220,4752)	151,2562 (242,3765)	137,6161 (247,3807)			
<i>ifdmempnd</i>	131,7540 (281,7581)	110,6645 (277,5422)	132,5080 (282,1322)	29,5966 (289,7102)	31,4505 (286,1638)	30,7369 (289,9254)	-523,3959 (437,1376)	-582,3218 (429,2993)	-525,1981 (437,4892)	-738,6908 (459,3298)	-803,1185 (458,7367)			

(Continua)

(Continuação)

	Regressores contemporâneos										Regressores defasados			
	EF37	EF38	EF39	EF40	EF41	EF42	EF43	EF44	EF45	EF46	EF47	EF48		
<i>ifmedu</i>	2588.7612 ³ (1237.2138)	2618.2143 ³ (1232.0928)	2559.7042 ³ (1240.6312)	3094.1261 ³ (1284.3458)	3076.2329 ³ (1278.3869)	3078.5756 ³ (1286.0260)	-3.33e+03 (2235.7885)	-3.21e+03 (2230.9417)	-3.36e+03 (2226.7237)	-3.14e+03 (2236.0461)	-2.97e+03 (2257.7276)	-3.11e+03 (2246.5951)		
<i>dummy 2009</i>	-283.8263 (204.4208)	-436.5395 ³ (187.3732)	-272.4333 (208.0094)	600.2999 ³ (266.5305)	604.4144 ³ (275.4004)	600.3703 ³ (268.1858)								
<i>dummy 2006</i>	-102.0406 (87.1540)	-159.4818 (89.5374)	-98.5310 (87.1973)	332.0550 ² (110.4921)	332.5245 ² (118.4546)	331.0999 ² (111.6544)	114.8054 (114.0959)	141.8147 (114.5399)	113.2276 (114.6623)	-654.2512 ³ (276.0956)	-580.3530 ³ (279.5614)	-614.1433 ³ (286.3889)		
<i>constante</i>	2336.2351 (6525.9721)	1690.2634 (6509.3457)	2364.3275 (6482.3583)	6615.9110 (7269.1165)	6649.2256 (7287.0821)	6626.5815 (7236.9340)	-1.43e+04 (1.54e+04)	-1.51e+04 (1.53e+04)	-1.37e+04 (1.56e+04)	-2.67e+04 ³ (1.31e+04)	-2.76e+04 ³ (1.30e+04)	-2.63e+04 ³ (1.33e+04)		
Regressores defasados	não	não	não	não	não	não	sim	sim	sim	sim	sim	sim		
Tendências regiões	não	não	não	sim	sim	sim	não	não	não	sim	sim	sim		
Hausman X2	-	-	9.33	-	-	113.71 ¹	-	-	28.93 ¹	-	-	82.56 ¹		
R2 ajustado	0.0362	0.0351	0.035	0.1001	0.1002	0.098	0.0679	0.0622	0.066	0.2268	0.2229	0.228		
N	564	564	564	564	564	564	376	376	376	376	376	376		

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Coeficiente significativo a 1%.

² Coeficiente significativo a 5%.

³ Coeficiente significativo a 10%.

5 CONCLUSÃO

Este estudo sugere que as guardas municipais podem ser efetivas no combate à violência em São Paulo. É necessário frisar, no entanto, que esse resultado pode não ter validade para outros estados, tendo em vista que o ambiente institucional e outras idiossincrasias dos estados podem determinar diferentes efeitos.

De qualquer modo, a municipalização dos serviços de proteção contra a violência demonstra sua relevância na resolução deste problema. Além disso, resiste a ideia de que guardas municipais previnem apenas atos de vandalismo ou furtos leves. Apesar de não ser sua função, há redução dos crimes mais violentos, como o homicídio. Não é claro o canal de atuação desse efeito. Isso pode ocorrer possivelmente por se permitir que as polícias estaduais concentrem-se nesse tipo de crime, ou seja, as guardas municipais podem retirar o excesso de demanda por serviços das polícias estaduais, contribuindo para a redução da violência ou mesmo pelos criminosos sentirem-se mais ameaçados por observarem maior força policial nas ruas.

Criminosos podem se sentir mais vigiados por observarem maior força policial nas ruas, o que afeta a probabilidade subjetiva de um indivíduo ser pego no ato de delito, o que aumenta o custo esperado do crime e inibe homicídios.

Mais importante, este estudo mostra um efeito estatisticamente significativo e expressivo de redução de até 402 roubos e furtos por 100 mil habitantes. Esse efeito é bastante expressivo, e representa cerca de 30% de redução se considerada a taxa média de 2009 de 123.880 roubos por 100 mil habitantes.

Ademais, nestes modelos, cujas variáveis dependentes são a taxa de roubos e furtos, não foram verificados coeficientes com sinal positivo, que costumam ser um indicativo de autosseleção dos municípios mais violentos para tentarem reduzir seus índices de criminalidade crescentes.

Essa autosseleção parece estar presente quando analisamos a taxa de homicídios como variável dependente. Tal resultado não se deve a fatores não observáveis fixos no tempo, que são eliminados quando se estima o modelo por efeitos fixos. Logo, tendências não observáveis de aumento de homicídios devem estar produzindo essas correlações. É possível que essas tendências correlacionem-se com o crime organizado, o que não é possível controlar com variáveis *proxies*.

Por fim, pode-se destacar que os municípios devem ter um papel central na redução dos índices de violência. A descentralização pode ser benéfica na provisão de bens locais como a segurança. As guardas municipais são instrumentos importantes nesse sentido. Elas parecem reduzir de forma expressiva crimes contra o patrimônio e podem, de forma direta ou indireta, contribuir para a redução de homicídios. De todo modo, é importante ressaltar que uma integração entre as polícias federal, estadual e municipal contribuiria para a melhoria do combate à criminalidade, se cada órgão se especializasse naquilo que tem vantagens relativas.

REFERÊNCIAS

- BRASIL. **Constituição da República Federativa do Brasil de 1988**. Brasília, 1988.
- BRASIL. **Lei nº 10.201, de 14 de fevereiro de 2001**. Disponível em: <<http://goo.gl/9zyRAE>>. Acesso em: 28 set. 2011.
- BRASIL. **Lei nº 12.681, de 4 de julho de 2012**. Disponível em: <goo.gl/uqO8ZV>. Acesso em: 15 jul. 2014.
- CERQUEIRA, D. R. C. **Causas e Consequências do Crime no Brasil**. 2010. Tese (Doutorado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2010.
- DI TELLA, R.; SCHARGRODSKY, E. Do police reduce crime? Estimates using the allocation of police forces after a terrorist attack. **American Economic Review**, v. 94, n. 1, p.115-133, Mar. 2004.
- FAJNZYLBBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. Inequality and violent crime. **Journal of Law and Economics**, v. 45, n. 1, p. 1-40, Apr. 2002a.
- _____. What causes violent crime? **European Economic Review**, v. 46, n. 7, p. 1323-1357, Aug. 2002b.
- FREEMAN, R. B. Why do so many young american men commit crimes and what might we do about it? **Journal of Economic Perspectives**, v. 10, n. 1, p. 25-42, Winter, 1996.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Perfil dos municípios brasileiros** – Gestão Pública, 2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2001.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Perfil dos municípios brasileiros** – Gestão Pública, 2009. Rio de Janeiro: IBGE, 2009.
- LEVITT, S. D. The effect of prison population size on crime rates: evidence from prison overcrowding litigation. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 111, n. 2, p. 319-351, May 1996.
- _____. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect police on crime. **American Economic Review**, v. 87, n. 3, p. 270-290, June 1997.
- _____. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect police on crime: reply. **American Economic Review**, v. 92, n. 4, p. 1244-1250, Sept. 2002.
- _____. Understanding why crime fell in the 1990s: four factors that explain the decline and six that do not. **Journal of Economic Perspectives**, v. 18, n. 1, p. 163-190, Winter, 2004.

OMS – ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. Crime and violence in Central America. **Poverty Reduction and Economic Management Unit**. New York, v. 2, Sept. 2010.

PESQUISA CNI IBOPE. **Retratos da sociedade brasileira: segurança pública**. Brasília, out. 2011.

SOARES, R. R. Development, crime and punishment: accounting for the international differences in crime rates. **Journal of Development of Economics**, v. 73, n. 1, p. 155-184, 2004a.

_____. Crime reporting as a measure of institutional development. **Economic Development and Cultural Change**, v. 52, n. 4, p. 851-871, Jul. 2004b.

SOARES, R. R.; NARITOMI, J. Understanding high crime rates in Latin America: the role of social and policy factors. *In*: SOARES, R. R.; NARITOMI, J. **The economics of crime: lessons for and from Latin America**. University of Chicago Press, p. 19-55, 2010.

UNODC – UNITED NATIONS OFFICE ON DRUGS AND CRIME. **Global study on homicide – trends, contexts, data**. Vienna, 2011.

WAISELFISZ, J. J. **Mapa da violência 2012: os novos padrões da violência homicida no Brasil**. 1. ed. São Paulo: Instituto Sangari, 2011.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BIDERMAN, C; DE MELLO, J. M. P.; SCHNEIDER, A. Dry laws and homicides: evidence from the São Paulo Metropolitan Area. **Economic Journal**, v. 120, n. 543, p. 157-182, 2009.

BOURGUIGNON, F. **Crime, violence and inequitable development**. *In*: ANNUAL WORLD BANK CONFERENCE ON DEVELOPMENT ECONOMICS 1999, edited by Boris Pleskovic and Joseph Stiglitz, p. 199-220, Washington DC: World Bank, 2000.

DE MELLO, J. M. P.; SCHNEIDER, A. Assessing São Paulo's large drop in homicides: the role of demography and policy interventions. *In*: **The economics of crime: lessons for and from Latin America**. University of Chicago Press, p. 207-237, 2010.

DONOHUE III, J. J.; LEVITT, S. D. The impact of legalized abortion on crime. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 116, n. 1, p. 163-190, May 2001.

DUGGAN, M. More guns, more crime. **Journal of Political Economy**, v. 109, n. 5, p. 1086-1114, Oct. 2001.

HARTUNG, G. C.; PESSOA, S. **Fatores demográficos como determinantes da criminalidade**. Working paper, , julho. 2007.

LOTT, J. R. Jr. **More guns less crime**: understanding crime and gun control laws. The University of Chicago, 3. ed., 2010.

U.S. DEPARTMENT OF JUSTICE. **Correctional Populations in the United States**, 2010, Dec. 2011.

APÊNDICE

Este apêndice busca resumir os dados e os principais resultados da versão anterior deste trabalho, quando considerávamos a amostra do Brasil como um todo. Diante da solicitação do editor e do parecerista, de buscar medidas mais refinadas de crimes como roubos e furtos, tivemos de reduzir nossa amostra para os municípios de São Paulo.

De qualquer forma, a tabela A.1, apresenta a estatística descritiva para o Brasil como um todo. Em particular, a média da taxa de homicídios vem subindo ano a ano, principalmente pelo aumento da violência nas menores cidades, que eleva essa média. No país como um todo, a taxa apresenta ligeira queda desde 2004. Além disso, denota-se também que os gastos em segurança, os gastos municipais em geral e o PIB *per capita* tiveram aumento na média durante esse período. Os dados de taxa da guarda municipal e idade da guarda municipal são contaminados, no entanto, pela grande maioria de municípios (84%) que não possui a estrutura da guarda municipal. Além disso, municípios com a presença desse aparato têm características diferentes daqueles que não o possuem.¹⁶ Os municípios têm, em média, uma população de quase 35.000 pessoas e um crescimento médio de 14,5% no período de 1997 a 2009. Outro apontamento relevante é o índice de educação, que apresenta uma melhora significativa no período de cinco anos, com um aumento de mais de 10% na média. Outra característica relevante é a de que cerca de 22% dos municípios da amostra com guardas municipais estão em regiões metropolitanas, enquanto na amostra total, eles representam 11%. Entre os municípios com guarda municipal em 2009, sua idade média é de 12,7 anos, com uma taxa de 137 policiais por 100 mil habitantes.

16. Na tabela A1, são observados apenas aqueles 865 municípios que possuem guarda municipal no ano de 2009. Nota-se que a média da taxa de homicídios desses municípios é 30% maior, assim como os gastos em segurança (200%) e PIB *per capita* (20%). A população desses municípios é de cerca de 120.000, em média, três vezes e meia maior que o total, além de crescer 4% a mais. A desigualdade desses municípios é 3% maior, assim como seus índices de emprego e renda (18%).

TABELA A. 1
Estatística descritiva

Estatísticas	2004		2006		2009	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
	Variáveis					
Taxa de homicídios	13,39	0,23	14,55	0,25	16,27	0,26
Presença guarda municipal	0,11	0,004	0,14	0,005	0,16	0,005
Taxa guarda municipal	12,98	0,78	16,52	0,86	21,27	1,01
Idade guarda municipal	1,26	0,07	1,52	0,07	1,97	0,08
<i>Gastos em segurança per capita</i>	1,68	0,08	2,39	0,11	3,24	0,16
População	32629	2613	33562	2669	34413	2705
População masculina (%)	0,51	0,0002	0,50	0,0002	0,50	0,0002
<i>PIB per capita</i>	7,17	0,11	8,19	0,13	10,98	0,16
Gastos municipais per capita	852	6,72	1151	8,45	1467	9,38
IFDM emprego e renda	0,40	0,002	0,41	0,002	0,40	0,002
IFDM educação	0,63	0,002	0,65	0,002	0,72	0,002
Crescimento população	114,50	0,32	114,50	0,32	114,50	0,32
Desigualdade	0,52	0,001	0,52	0,001	0,52	0,001
Região metropolitana	0,12	0,323	0,12	0,323	0,12	0,323
Fronteira	0,02	0,145	0,021	0,145	0,021	0,145
Costa	0,05	0,220	0,05	0,220	0,05	0,220
Nº de observações	5564		5564		5564	

Elaboração dos autores.

Considerando a amostra como um todo, não encontramos efeito significativo da guarda municipal sobre a taxa de homicídios para todo o período e com todos os municípios da amostra. No entanto, quando se utilizam apenas os municípios que têm presença de guarda municipal, estima-se uma redução da taxa de homicídios de três mortes a cada 100 mil habitantes para aqueles municípios que implementaram as guardas municipais entre 2004 e 2006 em relação aos que a implementaram somente em 2009. Isso representa queda de cerca de 15%, quando comparados aos municípios que vieram a adotar guarda municipal somente em 2009. Mais especificamente, a presença de guarda municipal parece reduzir naqueles municípios que não possuíam guardas municipais até 2004, mas que passaram a possuir entre 2004 e 2006.

Também foram significantes os gastos municipais *per capita*, que reduziram a violência quanto maior fossem; o índice de emprego e renda que também possui essa relação negativa; e o índice de educação que, quanto maior, mais criminalidade traria, um pouco menos intuitivo, mas sugerindo que

municípios com melhores indicadores de educação também podem possuir externalidades negativas como aumento de crimes.

TABELA A.2
Painel municípios com guarda municipal em 2009 – 2004 X 2006

Variável dependente	Taxa de homicídios	
	Variáveis independentes	Coefficiente (EP)
Presença guarda municipal	-3,071 ²	(1,332)
Taxa guarda municipal	0,011 ¹	(0,006)
Idade guarda municipal	-1,222	(0,746)
Gastos em segurança per capita	0,047	(0,048)
População (valores multiplicados por 10 ⁵)	-7,407	(5,457)
População ² (valores multiplicados por 10 ¹⁰)	0,009	(0,028)
População masculina (%)	-44,838	(274,892)
PIB per capita	-0,005	(0,123)
Gastos municipais per capita	-0,008 ²	(0,003)
IFDM emprego e renda	-9,873 ²	(5,008)
IFDM educação	40,656 ¹	(15,558)
Constante	50,014	(137,121)
<i>Dummies ano</i>		Sim
R2 ajustado		0,044
Nº de observações		1,730

Notas: ¹ p<0.01.

² p<0.05.

³ p<0.1

Elaboração do autor.

SKILLED LABOR MOBILITY AND INNOVATION: A STUDY OF BRAZILIAN MICROREGIONS¹

Eduardo Gonçalves²

Danielle Reis de Souza Ribeiro³

Ricardo da Silva Freguglia⁴

A stylized fact in the labor mobility literature, especially for skilled workers, is that they are characteristically a means of knowledge transfer from one region to another. However, research on innovation has hardly explored the role of skilled human capital mobility. This paper mainly aims to verify the extent to which innovation in the Brazilian microregions is related to skilled labor migration, as well as to know how attracting qualified labor is influenced by innovation levels. For this, estimates were performed by means of simultaneous equation systems using the SUR, 2SLS and 3SLS methods. Two innovation measures were then used: patents *per capita* and industrial manufacturing value. The results suggest that there was simultaneity between innovation and skilled labor migration. This paper also presents an Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) on migration and innovation, which show the existence of spatial clusters.

Keywords: skilled labor mobility; innovation; endogeneity.

MOBILIDADE DE MÃO DE OBRA QUALIFICADA E INOVAÇÃO: UM ESTUDO PARA AS MICRORREGIÕES BRASILEIRAS

A mobilidade de trabalhadores, em especial dos qualificados, é um meio bem conhecido pelo qual o conhecimento pode ser transferido de uma região para outra. Contudo, as pesquisas sobre inovações tendem a desconsiderar o papel da mobilidade de capital humano qualificado. O objetivo principal deste artigo é verificar até que ponto a inovação das microrregiões brasileiras está relacionada à migração de mão de obra qualificada e, ao mesmo tempo, verificar como a atração de mão de obra qualificada é influenciada pelo nível de inovação. Para tanto, as estimativas foram feitas por sistemas de equações simultâneas, utilizando-se os métodos SUR, 2SLS e 3SLS. Foram testadas duas medidas de inovação: patentes *per capita* e valor de transformação industrial. Os resultados indicam que há simultaneidade entre inovação e migração de mão de obra qualificada. O artigo apresenta também uma análise exploratória dos dados espaciais (Aede) de migração e inovação, o que indica a presença de *clusters* espaciais.

Palavras-chave: mobilidade de trabalho qualificado; inovação; endogeneidade.

JEL: R23, J61, O30, C30.

1. The authors thank to CNPq (the Brazilian agency for research support) and Fapemig (state agency for research support in Minas Gerais) for the support granted.

2. Associate professor, Department of Economics, Federal University of Juiz de Fora, Brazil. E-mail: <eduardo.goncalves@ufjf.edu.br>.

3. MSc. in Economics Federal University of Juiz de Fora. E-mail: <danielleisufv@yahoo.com.br>.

4. Associate professor, Department of Economics, Federal University of Juiz de Fora, Brazil.

E-mail: <ricardo.freguglia@ufjf.edu.br>.

1 INTRODUCTION

This paper recognizes that there is a mutual influence between skilled labor mobility and regional innovation in Brazil. If, on the one hand, labor mobility is a means of transferring technological knowledge from a region to another, contributing in this way toward regional innovation capacity, a regional territory, on the other hand, may become attractive to skilled workers looking for promising job opportunities in innovative industries, in a self-sustained process.

Theoretical arguments linking qualified people migration and regional innovation capacity can be found in authors that relate technological knowledge accumulation and diffusion to productivity increase in firms, institutions and regions. Human capital mobility plays a crucial role in knowledge diffusion as it allows individually incorporated tacit knowledge to be conveyed from an institution/firm to another, in this way leveraging productivity in other institutions/firms. It was also in such a context of externalities generation that authors, highlighting skilled labor mobility as a means of interregional technological knowledge spillover, have turned their attention to. Such authors have in mind that a region is a social milieu that shares and spreads knowledge through an interactive process, which is characterized by a network of personal and institutional linkages (Feldman, 1999; Breschi and Lissoni, 2001). However, a region's capacity to attract skilled labor is dependent on the dynamism of its development that can be tied to its innovation capacity, allowing the emergence of a vigorous local labor market in which new job opportunities are created. Thus, innovation and skilled labor migration would occur simultaneously and there would not be a prevailing causality between these two variables (Faggian e McCann, 2009).

Therefore, this paper intends to explore the empirical literature gap on regional mobility and innovation in Brazil. Studies of these two subjects in this country have focused separately on the determinants of regional innovation or regional labor mobility as can be seen in several contributions (Gonçalves and Fajardo, 2011; Gonçalves and Almeida, 2009; Montenegro *et al.*, 2011; Sabbadini and Azzoni, 2006; Da Mata *et al.*, 2008). Therefore, studies considering a possible endogenous relation between skilled labor migration and innovation are missing. It is worth knowing to what extent highly innovative regions preserve such a condition due to net entry of human capital or whether such inflows result from the fact that other regions are more dynamic and highly innovative.

For this purpose, data used here refer to the 558 Brazilian microregions. Microdata from Rais-Migra (data on geographical mobility of labor from the annual report on social information – the Brazilian Ministry of Labor and Social Security) were used to measure skilled labor mobility of individuals having complete higher-learning education who moved from their native microregions

in the years 1999, 2000 and 2001. Authors like Docquier and Marfouk (2006), Özden (2006), Accioly (2009), and Da Mata *et al.* (2008) adopt such skilled labor concept. Two measures are used here with the purpose of evaluating innovation, namely patents *per capita* and industrial manufacturing value (VTI) of innovative firms as well as their premium-price exports.⁵

The regression equations were estimated by means of simultaneous equation systems with the use of econometric methods that take endogeneity between dependent and explaining variables into account. The results suggested that skilled people mobility and innovation were simultaneous as measured by the VTI of innovative firms.

The present work is organized as follows: in section 2, a review of the literature on innovation, migration and the relation between these two factors are presented; section 3 shows the data used in this paper and each variable construction. Section 4 constitutes an ESDA designed to verify whether skilled labor and innovation follow spatial patterns, i.e., whether the value of these variables in one microregion is influenced by its value in neighboring regions. Section 5 discusses the methodological aspects where tests and models used here can be found. The following section presents estimate results and finally the conclusion.

2 REGIONAL INNOVATION CAPACITY AND SKILLED LABOR MOBILITY

Regional innovation capacity has been explained as a concentration of several factors, such as: existing skilled labor (Audretsch and Feldman, 1996), existing universities and university R&D (Feldman and Florida, 1994; Varga, 1998), urban density (Carlino *et al.*, 2007), concentration of firms as to input-output, professional services in support of innovation and industrial R&D (Feldman and Florida, 1994) and spatial knowledge spillovers from universities (Anselin and Varga, 1997) or from innovation accomplished in neighboring regions (Moreno, Paci and Usai, 2005; Usai, 2011).

Professional concentration in the labor market has been considered as an important factor in the literature, since Marshall (1985) suggested that the secret of certain professions was made available in a region as an element “in the air”, which could be easily absorbed by firms belonging to this industrial agglomeration. The circulation of qualified people among firms is a factor conferring economic advantage to a region, once its local labor market has been established, which reinforces its capacity for attracting and agglomerating other firms and workers. Increasing returns to scale as to even further productive activity in that space would be acting from then on (Krugman, 1991).

5. According to De Negri (2005), premium price is an extra gain of at least 30% due to that a firm's product is differentiated from others in a given time span.

In fact, as knowledge may have been internalized by scientists and skilled workers and is not exactly “in the air”, Feldman (1999) asserts that it can be transmitted to others somewhere else, provided that workers are inclined to geographical mobility. Labor mobility is a literature track that attempts to identify the mechanism through which tacit knowledge is transmitted between firms and regions (Zucker and Darby, 1996; Feldman, 1999; Almeida e Kogut, 1999; Rosenkopf and Almeida, 2003; Dahl, 2004; McCann and Simonen, 2005; Audretsch and Keilbach, 2005).

Mobility of skilled labor may impact human capital stock in a given region. As for receiving regions, the relevance of skilled workers for innovation and economic performance is usually encompassed in theoretical and empirical studies assessing human capital impacts on their economic performance. In this perspective, some authors have stated that the highest the average level of human capital, the highest the ability of developing and implementing new technologies locally (Lucas, 1988; Bartel and Lichtenberg, 1987). Other studies relate skilled workers’ density in local labor market to urban economic growth (Ciccone and Hall, 1996).

These studies refer to Lucas (1988). This author points to two possible human capital effects; the first is directly related to increased productivity per worker and the second, to the external effects that such productivity brings for the economy. Therefore, the highest the human capital level, the highest the level of input growth rate and input remuneration level would be.

Although initially conceived for closed economies, using such models for analyzing regional economies is quite possible. Regional economies are open and interaction between them is achieved through different channels, such as: flows of goods, people and information. The smaller the regional space, the highest is the importance of such flows. As for migration flows, regional impacts are related with the effects that such flows cause on human capital redistribution among regions. Lucas (1988) affirms that human capital redistribution may bear a variety of growth paths in different regions in a given country. However, the kind of path would depend on the geographic mobility pattern and the regional capacity to retain, maintain and increase human capital stock.

According to Faggian and McCann (2009), results accruing from flows of people for the regions can be analyzed through several perspectives. Generally speaking, immigration tends to reduce growth rate according to the neoclassical analytical framework. However, this is not the case for qualified immigrants who are not subject to decreasing returns to scale.

The multiplier effects of highly endowed human capital stock on regional economies may be lessened when these workers migrate to other regions showing better opportunities. According to migration literature, this happens because

propensity to migrate is directly dependent on the level of human capital incorporated by the individual. In this case, two scenarios appear as possible.

In the first scenario, processes of circular cumulative causation may occur as described by Myrdal (1957), in which regions receiving net flows of skilled workers would show continued productivity gains and, conversely, declining regions would undergo the consequence of decreasing productivity. However, such processes are not endless as a result of diseconomies of scale that would be effective in a given point in time, giving rise to congestion and increased prices in the target region (Faggian and McCann, 2009).

In the second scenario, outflows and inflows followed by small net results would characterize some cities or regions. According to Faggian and McCann (2009), this is the case of metropolises like London. Large-scale migration flows constitute a combination of human capital that brings new abilities, ideas and original knowledge to London. Power and Lundmark (2004), based on Sweden experience, asserted that labor mobility acts as channels transferring knowledge and new influences and that innovative and growing clusters show higher rates of labor mobility than other regions.

It is precisely on the effects accruing from the skilled labor mobility that lays the literature track treating people mobility as a mechanism through which knowledge spillovers occur (Feldman, 1999). The theoretical rationale underlying this argument is based on the idea that skilled people bring with them a kind of knowledge that – due to its tacit nature – is only effectively transmitted via face-to-face contacts.

As a matter of fact, Faggian and McCann (2009) go further in understanding such mechanisms as they distinguish spillover sources. Face-to-face conversations between interfirm employees of different business firms and interfirm labor mobility, both representing transference of incorporated human capital, are two kinds of spillover mechanisms. The difference between these two mechanisms lies on their occurrence frequency and amount of information transferred through them. Face-to-face interactions are more common, although they allow access to only a small amount of given subjects. As for transference of interfirm personnel, frequency is smaller. However, it gives room for access to all individual incorporated human capital for the receiving firm.

As for empirical evidence, Zucker and Darby (1996), in a pioneer study, focused on the development of biotechnology brought about by some outstanding scientists that had generated externalities located nearby their local of residence. Following this path, other studies highlighted the role of professionals' mobility. Almeida and Kogut (1999) emphasized the role of engineers in regional networks of semiconductor industry in Silicon Valley. Rosenkopf and Almeida (2003)

pointed out the role of inventor's mobility in semiconductor industry for accessing relevant knowledge in order to offset restrictions imposed by technological and geographical distance. McCann and Simonen (2005) stated that face-to-face contacts improve innovation in Finland high-tech industries. According to these authors, R&D cooperative relationship initially involves informal contacts and interactions, which later lead to more formal transfer mechanisms among firms. Lenzi (2010) found evidence that innovation and knowledge diffusion have increased in firms employing Italian inventors with at least one patent acknowledged in the pharmaceutical industry.

All arguments and evidence presented here account for the effects of labor mobility and the concentration on regional innovative performance of skilled workers in local labor market. However, there are arguments and evidence that may pose an opposite questioning: to what extent innovative performance in a region explains skilled labor mobility? And this is important to the extent that innovative performance in a region creates job opportunities for qualified individuals. In other words, a latent endogeneity between innovation and mobility of skilled workers becomes clear.

Part of migration literature highlights the fact that qualified people move in search of better labor opportunities (Sahota, 1968) or urban centers growing faster that offer higher wages, salaries and labor positions (Pekkala, 2003). Such opportunities are liable to be derived from innovations that create more qualified jobs attracting better professionals, which may give rise to the phenomenon called brain drain (Kuwook and Leland, 1982; Portes, 1976). In the Brazilian case, some works have focused on this subject, which concluded that such a phenomenon is linked to reasons such as: prosperity, greater labor market dynamism and population density (Mata *et al.*, 2007; Sabbadini and Azzoni, 2006; Silva, Freguglia and Gonçalves, 2010); follow-up academic education and better salaries and work conditions in the case of researchers (Guimarães, 2002), smaller social inequality (Mata *et al.*, 2007) and higher number of graduate programs (Sabbadini and Azzoni, 2006).

On the other hand, arguments supporting the idea that knowledge clusters with a great number of highly skilled workers are attractive to more of this kind of labor due to agglomeration effects can be found in the international literature (Wolfe and Gertler, 2004; Florida, 2005). Faggian and McCann (2009) found evidence that in England innovation influenced regional innovative performance, in fact showing an endogenous and cumulative relation. The following sections aim to investigate the reciprocal influence between mobility and innovation, viewing to fulfill a gap in the Brazilian empirical literature.

3 DATA

Table 1 briefly describes all variables used in this paper.

In order to measure skilled labor migration, data from Rais-Migra⁶ and Rais (annual report on social information) were used. Therefore, only individuals employed in the formal labor market – both public and private sectors – were considered here. The criterion used to define qualified individuals was that of workers having “complete higher-learning education”.

The dependent variable measures the entry of skilled individuals in each microregion in 1999, 2000 and 2001, in relation to skilled labor average stock of the destination microregion in the period. A random sample of 15% of total population with complete higher learning included in Rais-Migra was carried out, which resulted in a panel of 404,558 individuals. After such a selection, dummies were created for which value 1 was attributed in case individuals had moved to another microregion in a year's time and 0, in case individuals had remained in the same microregion. The number of skilled workers was summed up for the years 1999, 2000 and 2001 for each microregion. The average stock of skilled workers was taken from the Rais data, based on which average values of people without and with formal jobs in December 31 of each year for the same period were obtained. Then, the dependent variable (MOBQ) was constructed, which represented the number of entrants in the microregion divided by the average stock of skilled workers in the respective microregion.⁷

In the present work, two innovation measures are to be tested, as follows: patents *per capita* (PAT/POP) and industrial manufacturing value of innovative industries (VTIAB/ABC). The PAT/POP variable was constructed based on patent data from the *Instituto Nacional de Propriedade Industrial* – INPI (the Brazilian national agency for industrial property rights) for the years 1999, 2000 and 2001 (a total of 16,884 patents) and census data as of 2000 of the *Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística* – IBGE (the Brazilian census agency). Patents are most frequently used as a measure of innovation as – according to Pakes and Griliches (1984) and Griliches (1998) – they are a good indicator of inventive activities, since there is a strong relation between R&D and number of patents. However, it is not a perfect measure for innovation as not all inventions are patentable. Furthermore, patentable

6. Rais-Migra is a database derived from a federal government record called *Relação Anual de Informações Sociais – Rais* (an annual listing of social information of the Brazilian Ministry of Labor and Social Welfare –MTPS). The Rais-Migra database allows following a worker by means of a code called PIS (social integration program). The latter characteristic has motivated the use of this database.

7. The present work acknowledges the subtle difference between mobility and migration. As the latter refers to an individual's change of local of residence, the former refers to an individual's change of work place, which may be followed by the Rais-Migra database. As for long distances, both terms could probably be used as synonyms. However, as for short distances, people can more frequently trip between their local of residence and work place. On the other hand, for the purpose of this paper, such conceptual difference brings about no impacts, since it aims to capture a mutual effect between the entry of skilled labor force in a given microregion and its innovative capacity.

inventions vary greatly in quality. Additionally, there are inventions protected by several patents (Griliches, 1998; Link *et al.*, 2007; OECD, 1997).

TABLE 1
Description of variables

Variable	Description	Source
MOBQ	Number of entrants in the microregion divided by the average stock of skilled labor per 100,000 workers (1999-2001)	Rais-Migra and Rais
PAT/POP	Patents per 100,000 inhabitants (1999-2001)	INPI and IBGE, 2000 Demographic Census
Vtiab/ABC	Value of industrial manufacturing of A- and B-type firms in relation to total VTI for the microregion (2000)	Ipea
EMP/EST	Net admissions (admitted minus fired workers) in relation to labor force stock in the microregion (1999)	Caged and Rais
PIBPC	Variation of GDP <i>per capita</i> in 1999/2001	Ipeadata/ IBGE
IDH	Human Development Index (HDI) in 2000	Ipea
Crime	Murder rate per 100,000 inhabitants (2000)	Ipea
CTRSP	Distance of the biggest microregion city to the city of São Paulo	Ipea
INDTOT	Waged and salaried occupied people in industry in relation to total waged and salaried people (1998)	IBGE – <i>Cadastro Central de Empresas, 1998</i> (Central Record of Business Firms)
H2DIND98	Industrial diversification degree measured by the Herfindhal-Hirschman index (1998)	Rais
PERGEMP	Registered acting firms with more than 500 employees in relation to total registered acting firms at the territorial unit (1998)	IBGE – <i>Cadastro Central de Empresas – 1998</i> (Central Record of Business Firms)
POTEC	Occupied salaried people in technological areas in relation to total waged and salaried occupied people (1998)	Rais
EMP10PAT	Employment in the 10 sectors with higher propensity to patenting (1998)	Rais
E25	Percentage of people aged 25 or more who have completed at least a one-year university course (2000)	Ipea
Metroexp	Dummy for metropolitan area existence in the microregion	IBGE
N	Dummy for the Northern Region	IBGE
NE	Dummy for the Northeastern Region	IBGE
S	Dummy for the Southern Region	IBGE
SE	Dummy for the Southeastern Region	IBGE
CO	Dummy for the Center-Western Region	IBGE

Elaborated by the authors.

An innovation measure alternative used in this paper is the value added of manufacturing firms (VTI) classified as product innovative and exporters of premium-price goods. Gonçalves and Almeida (2009) asserted that a way to know a microregion's innovative potentiality is to use VTI by kind of business firm. The VTI data used here were obtained from a database by Ipea (a Brazilian

official agency for economic research) that had been constructed from the *Pesquisa de Inovação Tecnológica* – Pintec (technology innovation research) and from *Pesquisa Industrial Anual* – PIA (annual industrial research). The Brazilian industries are ranked in three different categories according to their innovation strategies (Gonçalves and Almeida, 2009; De Negri and Salermo, 2005; Lemos *et al.*, 2005). Then, in order to measure innovation, the VTI of A and B-type industries⁸ will be divided by total VTI (A,B,C), i.e., variable VTIAB/ABC.

Empirical studies show that yields, job opportunities and life quality are positively correlated with attraction of labor force (Faggian and McCann, 2009; Pekkala, 2003; Golgher, 2008; Sabbadini and Azzoni, 2006).

Variable PIBPC – which is the variation of GDP *per capita* in the period 1999-2001 – was used here in order to capture income level in the microregion. Variable EMP/EST – based on labor admissions (admissions minus dismissals) in the microregion whose data were taken from *Cadastro Geral de Empregados e Desempregados* – Caged (record of general employed and unemployed labor force – was created aiming at capturing job opportunities divided by labor force stock in the same year⁹ (Rais). Additionally, the microregion's IDH (Ipea) – the estimate of which is made using the simple arithmetic mean of three subindices that refer to Longevity (IDH-Longevity), Education (IDH – Education) and Income (IDH – income) – was used in order to capture life quality in the microregion. These factors are expected to influence positively skilled labor mobility. The murder rate per 100,000 inhabitants (variable Crime) was used as a measure of amenity, which also represented life quality. Following the evidence found by Mata *et al.* (2008), which indicated that qualified migrants seek places with lower violence levels, variable Crime was expected to be negative.

As Gonçalves and Almeida (2009) did, the distance from the biggest microregion city to the city of São Paulo was considered here. In this study, variable CTRSP, whose data source for estimation is that of Ipea, is to be used for the mobility equation. Faggian and McCann (2009), for example, used the distance from each region to London as explaining variable of migration in a similar study for England. This variable, CTRSP, constituted a way to verify whether the distance to the major productive and financial center of the country affected skilled labor.¹⁰ In order to

8. Category A: industrial units that innovate and differentiate their products, as well as have their premium prices 30% higher, whose larger portion is generated in their most dynamic segments. Category B: it is mostly comprised of firms producing homogenous goods, which – although eventually using innovative processes for innovative products – are not able to obtain premium prices (above 30%) in foreign markets. Such industries have lower capacity to develop R&D. Category C: this category represents the largest portion of Brazilian industries, which show low innovative capacity, do not export or differentiate their products and are less competitive and use disclosed technologies.

9. It takes into account people without formal employment and those formally employed on Dec. 31 of the respective year.

10. The MOBQ variable, spatially lagged by means of k-nearest neighbors (k19), was also tested instead of CTRSP variable in order to verify the effects of the neighbors on the worker mobility. The results were not statistically significant.

capture differences among regions, which could be important in attracting skilled labor, dummies for each mesoregion were included in the mobility equation.

The INDTOT variable was obtained by using data of occupied, waged and salaried employees in extractive and manufacturing industries divided by total occupied, waged and salaried employees (IBGE). This variable was used both in the mobility equation and the innovation equation, since a higher degree of industrialization was expected as indicated by the number of job opportunities in the regional industry. At the same time, innovation was also expected to increase due to the kind of industry considered.

As for verifying innovation determinants, the MOBQ variable (previously explained), waged and salaried employees in extractive and manufacturing industries (INDTOT), degree of industrial diversification (*H2DIND98*), proportion of big companies present in the economy (PERGEMP), proportion of occupied people in technology fields (POTEC), adult population proportion aged more than 11 years (E25), and dummies for the presence of metropolitan regions (METROEXP) were taken into account. In addition to these variables, a control variable of patenting degree by type of industry (EMP10PAT) was also included. Further details concerning to explaining variables are given below.

The variable INDTOT was explained before because is also used in the mobility equation. In addition to industrial degree (INDTOT), the article considers a measure to verify the industrial diversification impact on innovative activity, the *H2DIND98* variable, which is the Herfindhal-Hirschman index. This index measured industrial diversity in microregions through employment data from Rais in 1998 in the industrial sectors listed in the three-digit *Classificação Nacional de Atividades Econômicas* – CNAE (National Classification of Economic Activities) of IBGE. It varies from 0 to 1: the nearer to 0, the higher the industrial diversity in the microregion and the nearer to 1, the higher the specialization is (Montenegro *et al.*, 2011; Gonçalves and Almeida, 2009). This variable was considered only when VTI was used to measure innovation. The estimation formula for this index is described as follows:

$$D_t = \sum_j (\text{Emprego}_{ij} / \text{Emprego}_i)^2$$

The more diversified the industrial structure, the more innovative it is (Jacobs, 1969). The expected empirical sign for this variable was negative, due to the method used to construct this indicator.

Variable PERGEMP represents the percentage of business firms with more than 500 employees in relation to total acting companies in the year 1998 (IBGE). Big companies were mostly accountable for more significant innovation processes, where

the R&D activity was concentrated (Schumpeter, 1942; Cruz and Vermulm, 2011). Therefore, a positive sign of this variable in the regression was expected.

Variable POTECH was estimated from the amount of employees with education in physics, chemistry, engineering, system analysis and programming divided by total employed workers in the microregion in 1998. These data were obtained from Rais. The professions chosen for constructing this proxy were considered relevant in transferring new techniques for the production sector (Diniz and Gonçalves, 2005).

Variable EMP10PAT was used in order to capture the sectoral propensity to patenting. According to Albuquerque (2000), the sectors showing more patents were as follows: machines, rubber products, metallurgy, education activities (universities), chemistry, other business activities, furniture, motor vehicle manufacturing and assemblage, electrical and other electronic equipment, as well as petroleum and natural gas extraction. This variable is a percentage of jobs in these 10 sectors in 1998, whose data were taken from Rais, according to Gonçalves and Almeida (2009). EMP10PAT was used only when PAT/POP measured innovation.

The E25 variable represents people who have completed at least one year in a university course in each microregion. It was expected that the higher the level of education of individuals, the higher innovation was. Carlino *et al.* (2007) used a sample of 280 metropolitan areas in the USA and found inputs for local R&D (mainly human capital) which contributed to improve the innovation level. The higher the educational degree was, the higher the propensity to create and apply new knowledge with economic purposes. Gonçalves and Almeida (2009), in a study for Brazilian microregions, and Montenegro *et al.* (2011), in a study of microregions in the state of São Paulo, concluded that the schooling level in a region affected innovation positively.

A dummy variable (METROEXP) – in which value 1 was given if there was a metropolitan area effect on the microregion and 0 if there was not – was introduced in the equation. Gonçalves and Almeida (2009) utilized such a variable and found a positive and significant relation of this variable with innovative activity. According to IBGE, there were 26 metropolitan areas in Brazil in 2000.¹¹

4 EXPLORATORY SPATIAL DATA ANALYSIS OF MOBILITY AND INNOVATION DATA

More self-connected regions are more interactive with less-connected regions and such connection degree is usually measured by means of proximity degree among regions. Therefore, this section makes use of an ESDA and spatial econometrics

11. The 26 metropolitan areas considered are as follows: Belém, Grande São Luís, Fortaleza, Natal, Recife, Maceió, Salvador, Belo Horizonte, Vale do Aço, Grande Vitória, Rio de Janeiro, São Paulo, Baixada Santista, Campinas, Curitiba, Londrina, Maringá, Joinville, Blumenau, Vale do Itajaí, Florianópolis, Tubarão, Criciúma, Porto Alegre, Goiânia and Distrito Federal.

in order to verify if skilled labor mobility and innovation follow spatial patterns, i.e., if these variables' values in a microregion are affected by such values in the nearest regions.

The Baumont (2004) procedure was used for choosing the spatial weight matrix¹² and queen, tower and k-neighbors matrices were generated nearer to 1 and up to 20, and that with higher significant Moran's I was chosen. As can be seen in Table 2, Moran's I and Geary's c statistics indicated a positive spatial autocorrelation for variables PAT/POP, VTIAB/ABC and MOBQ, i.e., similarity between values of such variables and geographical localization. Therefore, microregions showing high values of skilled "migrants" were surrounded by microregions also showing high values of skilled "migrants", as well as those microregions attracting few skilled workers were surrounded by microregions that attracted little skilled labor force. The same argument was valid for variables used as innovation measuring.

TABLE 2
Spatial autocorrelation statistics for mobility and innovation

Variables	Weight matrix (W)	Moran's I	P-value	Geary's C	P-value
MOBQ	K19	0.05	0.00	0.91	0.00
PAT/POP	K6	0.44	0.00	0.61	0.00
VTIAB/ABC	K2	0.39	0.00	0.62	0.00

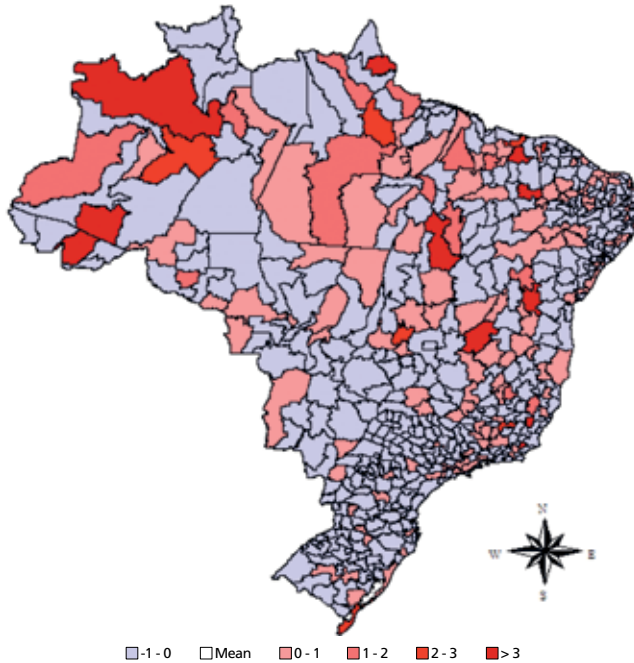
Elaborated by the authors using the Spacestat software.

Figure 1 shows the geographical distribution of the ratio between skilled labor mobility and total skilled labor force in the destination microregion as for the years 1999, 2000 and 2001. In the Northern region of the country some microregions appear with a high degree of skilled labor attraction in relation to the average stock of skilled labor force, which corroborates the study carried out by Ferreira and Matos (2004), such as Rio Negro (AM), Coari (AM), Alto Solimões (AM), Macapá (AP) and Boca do Acre (AM). Ferreira and Matos (2004) emphasized that the labor market was reorganized in the 1990s, due to the opening of the Brazilian market to foreign markets, which have resulted in a deconcentration of certain productive activities, notably industrial activities. And this was due to that new portions of the Brazilian territory had been incorporated into the dynamics of wealth generation. Therefore, migration flows were again dynamized. Ferreira and Matos (2004), in their study for the period 1995-2003, for example, highlighted that the Northern region has offered wage differentials to immigrants in the formal sector of the economy, in this way attracting labor force.

12. The spatial weight matrix (W) was an attempt to reflect a given spatial arrangement of interactions resulting from the phenomenon to be studied. Queen and Rook are matrices of contiguity, in which two regions are considered neighbors when they share a common physical boundary. The k nearest-neighbor matrices are those whose proximity convention is based on geographic distance (Anselin, 1999).

FIGURE 1

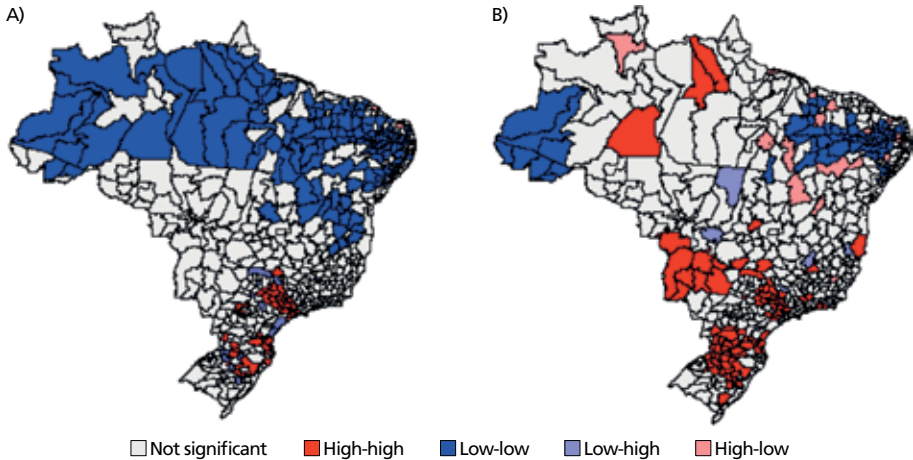
Attraction of skilled labor force as a proportion of skilled labor stock – 1999, 2000 e 2001



Elaborated by the authors using the Arcview software.

Figure 2 shows a spatial map of clusters, which was constructed based on local Moran's I as suggested in the literature by Anselin (1995), with the aim to capture local patterns of spatial autocorrelation. The portion 2A shows patent clusters as population ratio. Low-low clusters prevailed in the Northern and Northeastern regions, i.e., microregions with low innovation activities measured by number of patents, which are grouped in these parts of Brazil. High-high clusters can be found in the Southeastern, Center-Western and Southern regions, where microregions in the state of São Paulo, such as Araraquara, São Paulo, Piracicaba, Ribeirão Preto, Bauru, São Carlos are located; Uberaba can be seen in the state of Minas Gerais, and Joinville (SC), Caxias do Sul (RS) and Florianópolis (SC) are microregions included in the Southern region, according to the spatial pattern presented by Gonçalves (2007). Figure 2B shows the innovation map of clusters measured by industrial manufacturing value of firms belonging to the A and B categories. Here again, low-low clusters prevailed in the Northern and Northeastern regions, whereas microregions showing high innovation are grouped in the Southern, Center-Western and Southeastern regions, where high-high clusters are concentrated.

FIGURE 2

Spatial clusters of patents (A) and clusters of VTI (B)

Elaborated by the authors using the Geoda software.

Once the exploratory analysis of skilled labor migration and innovation data was completed, estimates of econometric models were carried out. The econometric methods used are presented as follows.

5 EMPIRICAL STRATEGY

As shown in section 2, Regional innovation capacity and skilled labor mobility, there is evidence that found in the international literature of migration and innovation the attraction degree of skilled labor force is a function of the degree of innovation in a region, while innovation seemed to be related to human capital entry. Therefore, given the hypothesis that there was a feedback relation between skilled labor migration and innovation, econometric estimates were carried out by taking recourse of a simultaneous equation system.

As the regional innovation capacity has been explained by spatial knowledge spillovers coming from innovation accomplished in neighboring regions (Moreno, Paci and Usai, 2005; Usai, 2011), a spatial lag of the variable representing innovation (W_PAT/POP and W_VTIAB/ABC) was taken into account.

When PAT/POP is used as a measure of innovation, the structural form of equations is as follows:

$$MOBQ = \alpha_0 + \alpha_1 pat/pop + \alpha_2 empest + \alpha_3 PIBPC + \alpha_4 ctrsp + \alpha_5 idh + \alpha_6 crime + \alpha_7 indtot + \alpha_8 dummies\ for\ regions + \eta_j \quad (1)$$

$$\text{pat/pop} = \beta_0 + \beta_1 \text{MOBQ} + \beta_2 \text{indtot} + \beta_3 \text{metroexp} + \beta_4 \text{pergemp} + \beta_5 \text{e25} + \beta_6 \text{emp10pat} + \beta_7 \text{potec} + \beta_8 \text{W_PAT/POP} + \varepsilon. \quad (2)$$

When the measure of innovation used is VTIAB/ABC, the equations are:

$$\text{mobq} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{vtiab/abc} + \gamma_2 \text{empest} + \gamma_3 \text{PIBPC} + \gamma_4 \text{ctrsp} + \gamma_5 \text{idh} + \gamma_6 \text{CRIME} + \gamma_7 \text{indtot} + \gamma_8 \text{dummies for regions} + \xi; \quad (3)$$

$$\text{vtiab/abc} = \phi_0 + \phi_1 \text{mobq} + \phi_2 \text{indtot} + \phi_3 \text{metroexp} + \phi_4 \text{pergemp} + \phi_5 \text{e25} + \phi_6 \text{h2dind98} + \phi_7 \text{potec} + \phi_8 \text{W_VTIAB/ABC} + \mu. \quad (4)$$

First of all, the system was estimated by means of the SUR (Seemingly Unrelated Regressions) method, which takes into account possible existing correlations between errors in the several equations in a system, but neglects possible endogeneity among variables. SUR consists in estimating equations by OLS (Ordinary Least Squares) that are equivalent to estimating by OLS of equation by equation, when there are no restrictions in the parameters (Wooldridge, 2002). Estimators by OLS are inconsistent in the presence of endogeneity.

In order to verify the existence of multicollinearity, a correlation matrix of variables was elaborated and the *Variance Inflation Factor* test was applied, which led to the intuition that, when a regressor is not orthogonal to other regressors, the variance of the respective parameter remains inflated.¹³ We present these results in the appendix.

The Durbin-Wu-Hausman test was performed so as to verify the existence of endogeneity, the null hypothesis of which, however, was that there was no endogeneity. The method of tool variables was used to treat the problem of endogeneity between mobility (MOBQ) and innovation (PAT/POP or VTIAB/ABC). In the equation where MOBQ is the dependent variable, the PAT/POP variable is considered as endogenous and also being instrumentalized by INDTOT, METROEXP, PERGEMP, E25, EMP10PAT and POTECE, i.e., by all exogenous variables. The same procedure was adopted for the MOBQ equation, where the VTIAB/ABC equation was taken as an innovation measure, i.e., VTIAB/ABC was instrumentalized by INDTOT, METROEXP, PERGEMP, E25, H2DIND98 and POTECE. In equations where MOBQ was an explaining variable, which was considered endogenous, the set of instruments, containing all exogenous variables,

13. According to Gujarati (2000), when a simple correlation is higher than 0.8, it can be considered a serious correlation problem. Still according to this author, in case the variance inflation factor of a given variable is $VIF > 10$, it can be taken as a highly collinear variable.

proved to be feeble. Following removal or recombination of instruments used in the tests, as suggested by Cameron and Trivedi (2005), INDTOT and EMPEST variables were chosen to instrumentalize MOBQ both in the equation where VTIAB/ABC is the dependent variable and in equation PAT/POP.

According to Wooldridge (2002), the chosen variable should fulfill two conditions so as to be taken as a good instrument. First of all, instrument (z) cannot be correlated with the error term in the equation: *i*) $Cov(z, u) = 0$. That is, the instrument must be exogenous in the equation in which it is being used and not determined in the equation context. Secondly, the instrument must be partially correlated with to the variable being instrumentalized: *ii*) $Cov(z, x) \neq 0$. Wooldridge (2002) highlighted that these two conditions are equally important in identifying the estimator. However, condition (i) is not testable as it refers to the covariance between z and a nonobservable error.

Based on Cameron and Trivedi (2005), when more than one instrument is used in estimating by using instrumental variables, a joint correlation of the endogenous regressor with such instruments – in order to verify if the latter are feeble – can be considered. A common diagnosis is to verify F statistics for the joint significance of instruments in the first stage of the regression. Cameron and Trivedi (2005) still assert that a rule proposed by Staiger and Stock (1997) establishes that the instruments would be feeble, if the statistics F value is below 10.¹⁴ These tests were carried out according to that carried out by Fallah *et al.* (2011). Besides, we did a test suggested by Sotck and Yogo (2005) in which the null hypothesis represents weak instruments, i.e., the instruments are not enough to explain a reasonable fraction of that endogenous regressor's variability due to a weak correlation between Z and X variables.¹⁵

The equation system was estimated by means of 2SLS (Two-Stage Least Squares) that treats one of the equations isolatedly. The first stage consists in making the endogenous variable to regress in relation to the instruments in order to obtain the variable's adjusted value; in the second stage, y is regressed in relation to the adjusted value of the endogenous variable and in relation to the exogenous variables, thus obtaining the estimator β (Cameron and Trivedi, 2005). The estimate obtained by OLS, for the first stage regression, provides the optimum linear combination for the instruments taken into account, i.e.,

14. Wooldridge (2002, p. 104-105) also suggests to verify the validity of instruments by using statistics F in the first regression stage. A value below 5 indicates the presence of an extreme bias in finite samples.

15. Stock and Yogo (2005) suggest a test in which the null hypothesis is that the bias of the 2SLS estimator be less than a certain required percentage, such as 5%, 10% or 20%, of the OLS estimator. Under null hypothesis, the estimator is weakly identified due to the size of the bias. The Stock-Yogo test is calculated based on the F-statistic from Cragg and Donald (1993). However, if there was an unique endogenous regressor, such statistic becomes the first stage F-statistic. The Stock-Yogo test maintains the robustness properties even in the situations where the hypothesis that the errors are independent and identically distributed is violated.

among all possible linear combinations that can be used as instruments for the endogenous variable, the 2SLS chooses the one showing the higher correlation with such a variable (Wooldridge, 2002).

The 2SLS method will provide inefficient estimators for α and β (γ and ϕ) if the error terms in the equation system η and ε (ξ and μ) are correlated. Therefore, as in Faggian and McCann (2009), there is no theoretical reason to exclude the possibility of correlation in the model. In this case, the most efficient estimator would be 3SLS (Three-Stage Least Squares) proposed by Zellner and Theil (1962), which assumes that errors are homoscedastic, although correlated among equations (Cameron and Trivedi, 2005). Model 3SLS includes characteristics belonging to the two previous methods, by estimating each of the equations using the 2SLS method and then estimating the system as a whole in the same way as SUR does. 3SLS may be considered as an extension of 2SLS; in other words, as an extra stage consisting in estimating the covariance matrix of the error terms between equations, besides using it to correct the parameter estimates of α and β (γ and ϕ). The identification hypotheses of the model are as follows (Wooldridge, 2002):

- $E(Z_i' u_i) = 0$, exogeneity of the instrument;
- $\text{rank } E(Z_i' X_i) = K$, full rank, the number of instruments must be higher or equal to the number of explaining variables; e
- the estimated weight matrix converges in probability of being a real weight matrix.

The 3SLS estimator is consistent and asymptotically normal under these three hypotheses. The first two hypotheses allow the 2SLS consistency.

In the following section, the OLS, 2SLS and 3SLS estimates are shown, initially using patents as innovation measuring and then using industrial manufacturing value.

With the aim to verify if the spatial autocorrelation had been duly controlled, a test of regression residues was carried out, in order to guarantee the estimates' consistency after choosing the better adjusted models.

6 RESULTS

Table 3 shows the estimate results that used patents as innovation measure.¹⁶ The Hausman test reveals existing endogeneity in the migration equation (MOBQ) when variable PAT/POP is the innovation measure, as the null exogeneity hypothesis is rejected at 5% significance. Therefore, using instrumental variable methods was

16. There is no evidence of multicollinearity in the estimation models among the variables, as attested by the correlation table and the Variance Inflation Factor test.

justifiable. Instruments have proved to play a robust role in this equation. As for the PAT/POP equation, the Hausmann test indicates that there was no endogeneity, which suggests that the OLS method would be preferable for such estimation.

The F statistics suggested that the instruments used in the PAT/POP equation were robust, in accordance with the criterion proposed by Staiger and Stock (1997). The Stock-Yogo test confirms that the instruments used here are not weak. As both SUR method and 2SLS method have estimated the equations separately, the best results for the MOBQ equation were those estimated by 2SLS, whereas the best results for the PAT/POP equation were those estimated by OLS. The residual tests in these regressions showed that both models have controlled the presence of spatial dependence.¹⁷

Results indicate that despite the fact that a microregion is innovative, i.e., showing high indices of patents *per capita*, this result is not a factor of skilled labor attraction, since PAT/POP was negatively associated with MOBQ. This result was compatible with that shown in the explanatory analysis, which highlighted the Northern microregions – showing low patenting levels – as receivers of qualified people in relation to the average stock of the labor force in microregions.

As expected, recently made admissions (EMPEST) positively affected skilled labor entry in the microregions. And this attested that people had taken notice of job opportunities before migrating. The coefficient of variable *INDTOT* was significant in the mobility equation, but negative, in such a way that a higher employment in industry seemed not to attract qualified migrants any more. Variable *CRIME* presented negative sign, which indicated that violence was a repelling factor of skilled labor migration. The coefficient of the variable dummy for the Northeast region was negative and significant, suggesting that microregions, in this portion of the country, were migration obstructive to skilled labor force as compared to the reference dummy (North). The distance of the microregion to São Paulo (*CTRSP*), GDP *per capita* and *HDI* did not show significant coefficients.

As for the innovation variable (PAT/POP), results signalled that it was positively affected by industrial employment (*INDTOT*), higher individual level of education (*E25*) and existence of a metropolitan area in the microregion (*METROEXP*). The employment percentage in the 10 sectors most producing patents (*EMP10PAT*) also affected innovation positively. Variable *W_PAT/POP* showed a positive and highly significant coefficient, confirming the hypothesis that innovations in a microregion positively affected the innovation level of neighboring microregions.

17. The Moran's I test was carried out for these regressions' residues, as proposed by Anselin (1992).

TABLE 3
Determinants of skilled labor mobility and innovation using patents as innovation measure (1999-2001)

Variables	OLS		2SLS		3SLS	
	MOBQ	PATPOP	MOBQ	PATPOP	MOBQ	PATPOP
Constant	415.2 ² (106.6)	-0.313 ³ (0.05)	393.4 ² (173.6)	-0.342 ¹ (0.20)	407.4 ³ (107.5)	-0.353 ³ (0.10)
PATPOP	-41.92 (27.36)		-137.6 ³ (35.24)		-122.8 ³ (46.58)	
EMPEST	481.6 ² (200.5)		480.1 ³ (144.2)		480.4 ² (202.0)	
PIBPC	6.708 (15.64)		17.75 (12.17)		13.73 (16.25)	
CTRSP	26.36 (21.76)		23.57 (30.17)		22.83 (21.95)	
IDH	1.42 (3.58)		3.90 (3.40)		2.41 (3.71)	
INDTOT	-240.7 ² (111.6)	0.54 ³ (0.15)	-180.8 ¹ (99.24)	0.56 ³ (0.21)	-187.5 (115.4)	0.57 ³ (0.16)
CRIME	-2.87 ² (1.15)		-2.34 ² (0.94)		-2.43 ² (1.18)	
SE	-55.88 (91.05)		-30.87 (141.6)		-31.17 (92.23)	
S	-149.0 ¹ (90.50)		-112.0 (128.10)		-118.3 (92.30)	
CO	-118.3 (84.38)		-136.2 (114.60)		-124.4 (85.16)	
NE	-179.1 ³ (60.42)		-180.1 ¹ (101.70)		-182.3 ³ (60.91)	
MOBQ		0.00 (0.00)		0.00 (0.00)		0.00 (0.00)
METROEXP		0.73 ³ (0.10)		0.74 ³ (0.21)		0.72 ³ (0.10)
PERGEMP		0.00 (0.02)		0.00 (0.02)		0.00 (0.02)

(Continues)

(Continued)

Variables	OLS		2SLS		3SLS	
	MOBQ	PATPOP	MOBQ	PATPOP	MOBQ	PATPOP
E25		0.05 ³ (0.01)		0.05 ³ (0.01)		0.05 ³ (0.01)
POTEC		-1.03 (2.62)		-1.07 (2.66)		-1.15 (2.62)
EMP10PAT		0.99 ³ (0.18)		0.99 ³ (0.30)		0.99 ³ (0.18)
W_PATPOP		0.41 ³ (0.07)		0.41 ³ (0.08)		0.40 ³ (0.07)
R ²	0.08	0.55	0.05	0.55	0.06	0.55
F (First Stage)			21.35	10.14		
Hausmann (p-value)			0.00	0.94		
Stock-Yogo (p-value)			0.00	0.01		

Standard errors in parentheses.

Notes: ¹ 10% significance.² 5% significance.³ 1% significance.

In models in which the measure of innovation was VTI (Table 4), the Hausman test suggested endogeneity both in equation MOBQ and in equation VTIAB/ABC, i.e., when using measure VTI, simultaneity between skilled labor mobility and innovation was confirmed. Table 4 shows the results of estimation tests. In the estimation carried out by using 2SLS, results indicated a positive relation between skilled labor mobility and innovation, although its value was not so significant. When estimation was carried out by means of 3SLS, such a feeble causality between mobility and innovation became insignificant. Results of estimation using 3SLS suggested that, in Brazil, innovation affected mobility negatively, confirming what was previously observed in table 3, where innovation was measured by PAT/POP. It should also be noted that the negative relation between mobility and innovation was verified when the three estimation methods were used. The regression residual tests indicated that the models estimated by 3SLS have controlled the existence of spatial dependence.¹⁸

18. The Moran's I test was carried out for these regressions' residues, as proposed by Anselin (1992).

In the study by Faggian and McCann (2009) for the British case, results indicated that migration had affected innovation positively and significantly only when the authors had removed Scottish regions from the estimations. When all British regions were taken into account or when London regions had been removed, the results were not significant. As for the innovation impact on qualified people migration, a positive and significant relation was found by these authors when using all models. Such a result contrasts with the results found in this paper for the Brazilian microregions and this fact reflects differences between innovation systems in these two countries.

In the Brazilian case, the presence of innovative companies in relation to all industrial companies is significantly lower than those in Britain, which makes it weaker the ties between job opportunities in technology-intensive industries and skilled labor mobility. Furthermore, innovation is spatially concentrated in Brazil, especially in the capital of the state of São Paulo (Montenegro *et al.*, 2011). However, despite that this federation unit received a net skilled labor force in relation to others in the period 1995-2006, according to Silva, Freguglia and Gonçalves (2010), this was not sufficient to make it prevail in the skilled labor mobility pattern. In brief, the negative effect of innovation on skilled labor mobility may be related to the fact that innovation in Brazil is concentrated in most developed microregions, which generally also prove to have agglomeration diseconomies and labor repelling factors. Such a result signalled to that workers with higher learning education go to microregions whose job opportunities are not necessarily associated with the degree of innovation in the microregion's industrial tissue.

The results found for the mobility equation are in accordance with studies as those of Golgher *et al.* (2005), Netto Jr. and Moreira (2003), Sabbadini and Azzoni (2006), in which economic motivations are determinant of internal migration in Brazil. The results are also in accordance with those found in Da Mata *et al.* (2008), who concluded that qualified migrants had sought jobs in cities having better opportunities measured by variable EMPEST that, in Brazil, may not be associated with industrial innovation level.

TABLE 4
Determinants of skilled labor mobility and innovation using VTI as innovation measure (1999-2001)

VARIABLES	OLS		2SLS		3SLS	
	MOBQ	VTIABABC	MOBQ	VTIABABC	MOBQ	VTIABABC
CONSTANT	452.8 ³ (108.1)	0.04 (0.06)	646.4 ³ (218.4)	-0.17 (0.14)	561.9 ³ (116.3)	0.07 (0.07)
VTIAB/ABC	-81.02 ¹ (45.06)		-531.5 ³ (199.3)		-380.2 ³ (124.5)	
EMPEST	487.5 ² (200.6)		571.2 ³ (160.1)		442.0 ² (196.9)	
PIBPC	5.970 (15.48)		25.95 (20.73)		14.05 (15.76)	
CTRSP	25.72 (21.80)		8.493 (31.58)		18.42 (21.50)	
IDH	1.149 (3.53)		3.210 (3.57)		2.166 (3.47)	
INDTOT	-199.5 ¹ (117.0)	0.69 ³ (0.10)	192.2 (151.7)	0.89 ³ (0.16)	44.19 (158.6)	0.69 ³ (0.11)
CRIME	-2.94 ² (1.14)		-1.75 ¹ (1.02)		-2.42 ² (1.15)	
SE	-64.39 (90.72)		-69.80 (134.8)		-24.75 (87.63)	
S	-159.0 ¹ (89.85)		-154.2 (121.2)		-107.6 (87.45)	
CO	-113.2 (84.26)		-109.9 (110.1)		-101.2 (81.88)	
NE	-187.0 ³ (60.65)		-243.1 ² (109.1)		-208.8 ³ (61.62)	
MOBQ		-0.00 (0.00)		0.00 ¹ (0.00)		-0.00 (0.00)
METROEXP		0.07 (0.07)		0.08 (0.06)		0.06 (0.07)
PERGEMP		0.00 (0.01)		0.02 (0.01)		0.00 (0.01)
E25		0.01 ² (0.01)		0.02 ³ (0.01)		0.01 ³ (0.01)
H2DIND98		-0.08 (0.0636)		-0.17 (0.111)		-0.09 (0.06)
POTEC		7.06 ³ (1.80)		6.245 ² (2.69)		6.09 ³ (1.72)
W_VTIAB/ ABC		0.55 ³ (0.08)		0.48 ³ (0.09)		0.52 ³ (0.08)
R ²	0.08	0.39			-0.01	0.39
F (First Stage)			23.97	10.52		
Hausmann (p-value)			0.00	0.08		
Stock-Yogo (p-value)			0.00	0.00		

Standard errors in parentheses.

Notes: ¹ 10% significance.

² 5% significance.

³ 1% significance.

In equation VTI, the proportion of industrial employment appeared with positive and significant coefficient, suggesting that a higher number of jobs in extractive and manufacturing industries had generated more innovation. Variable *E25* showed a highly significant coefficient, implying that the higher the individual education level, the higher the innovation in the microregion. Variable *POTEC* was also significant at 1%, suggesting that the business firms' capacity of generating R&D was positively correlated with innovation. It is also worth noting that the coefficient for variable *H2DIND98* was negative, though not significant, which means that diversified regional environments were more important for innovation generation than specialized environments. This was in accordance with Jacobs (1969), what had been originally verified by Gonçalves and Almeida (2009). As expected, the spatial lag of the variable representing innovation (W_VTIAB/ABC) showed a positive and significant coefficient, confirming that innovation in a microregion has had a positive effect on innovation in neighboring microregions.

The percentages of big companies (*PERGEMP*), GDP *per capita* (*PIBPC*) and HDI were not significant when innovation was measured both by patents and by VTI.

7 CONCLUSION

This paper investigated the influence of innovation on skilled labor mobility in Brazilian microregions and, at the same time, the effect of skilled labor attraction on the innovation level. The entrance number of skilled workers over total skilled labor force in a microregion was the mobility measure used here. This variable was regressed in relation to innovation measured by patents *per capita* and then in relation to innovation measured by industrial manufacturing. Additionally, other factors were taken into account in the equation, which would be attractive to skilled labor force, such as region localization (North South, Southeast, Center-West), level of employment, GDP *per capita*, distance to the financial center of the country, HDI and level of violence.

Innovation measures were regressed against mobility, and other variables indicated in the literature as innovation determinants, such as education, percentage of big companies, level of industrial base diversification, have occupied people in technical and innovation areas in neighboring regions. The results found point to a feeble relation between mobility of skilled labor force and innovation. Besides, the results found here seems to indicate a negative relationship between innovation and mobility. The results suggested that being an innovative microregion did not constitute a factor attracting skilled labor force using both patents as innovation measure and the industrial value added of companies in the industrial tissue. This probably lies on that innovation in

Brazil is concentrated in well-developed microregions, which usually present agglomeration diseconomies and labor repelling factors. The results also suggest that workers with higher-learning schooling go to microregions whose job opportunities are not necessarily linked to innovation level in the industrial tissue of the microregion.

Policies viewing to improve innovation and reduce industrial and regional concentration should focus on employment generation. As demonstrated by the results of the present work, increasing industrial jobs in technological areas is crucial for innovation in microregions, an important activity to be set in motion. Furthermore, the most important factor of qualified people's decision to migrate seems to be job opportunities found in a microregion.

This article aims to contribute to the empirical literature on mobility and regional innovation in Brazil, opening further debate about this research topic. Future extensions could consider the use of the panel data as a mean of control possible fixed effects and the use of the other estimators that deal with endogeneity bias and heterocedasticity issues, such as Generalized Method of Moments and Two Stage Least Squares proposed by Kelejian and Prucha (2010). Besides, one could test the use of Census data instead of Rais-Migra database in order to compare the results.

REFERENCES

- ACCIOLY, T. A. Mobilidade da mão de obra qualificada no mundo atual: discutindo os conceitos de braindrain, braingain, brainwaste e skillexchange. *In: ENCONTRO ANUAL SOBRE MIGRAÇÕES ABEP*, 6., Belo Horizonte. **Anais...**, 2009.
- ALBUQUERQUE, E. M. Domestic patents and developing countries: arguments for their study and data from Brazil (1980-1995). **Research Policy**, v. 29, p. 1047-1060, 2000.
- ALMEIDA, P.; KOGUT, B. Localization of knowledge and the mobility of engineers in regional networks. **Management Science**, v. 45, n. 7, p. 905-917, jul. 1999.
- ANSELIN, L. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. *In: LONGLEY, P. et al. (Eds.). Geographical information systems*. New York: John Wiley & Sons, 1999.
- _____. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, p. 93–115, 1995.
- _____. **SpaceStat tutorial: a workbook for using SpaceStat in the analysis of spatial data**. Urbana-Champaign: University of Illinois, 1992.

ANSELIN, L.; VARGA, A.; ACS, Z. Local geographic spillovers between university research and high technology innovations. **Journal of Urban Economics**, v. 42, n. 3, p. 422-448, 1997.

AUDRETSCH, D. B.; KEILBACH, M. The mobility of economic agents as conduits of knowledge spillovers. *In*: FORNAHL, D.; ZELLNER, C.; AUDRETSCH, D. B. (Eds.). **The role of labour mobility and informal networks for knowledge transfer**. New York: Springer, p. 8-25, 2005.

AUDRETSCH, D.B.; FELDMAN, M. P. R&D spillovers and the geography of innovation and production. **American Economic Review**, v. 86, n. 3, p. 630- 640, jun. 1996.

BARTEL A. P.; LICHTENBERG, F. R. The comparative advantage of educated workers in implementing new technology. **Review of Economics and Statistics**, v. 69, p. 1-11, 1987.

BAUMONT, C. Spatial effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration Dijon (1999)? *In*: REGIONAL GROUP SEMINAR OF THE FEDERAL RESERVE BANK OF CHICAGO, 2004. Chicago. **Working Paper**... Federal Reserve Bank of Chicago, 2004.

BRESCHI, S.; LISSONI, F. Knowledge spillovers and local innovation systems: a critical survey. **Industrial and Corporate Change**, v. 10, n. 4, p. 975-1005, 2001.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics using Stata**. Stata Press, College Station, Texas, 2005.

CARLINO, G. A.; CHATTERJEE, S.; HUNT, R. M. Urban density and the rate of invention. **Journal of Urban Economics**, v. 61, issue 3, p. 389-419, 2007.

CICCONI, A.; HALL, R. E. Productivity and the density of economic activity. **American Economic Review**, v. 86, p. 54-70, 1996.

CRUZ, H. N.; VERMULM, R. **Inovação e política industrial no Brasil**. O Brasil do Século XXI. 1 ed. São Paulo: Saraiva, 2011, v. 1, p. 1-22.

DA MATA, D. *et al.* **Migração, qualificação e desempenho das cidades brasileiras**. Dinâmica dos Municípios. Brasília: Ipea, 2008, p. 289-322.

DAHL, M. S. Embodied knowledge diffusion, labor mobility and regional dynamics: do social factors limit the development potential of regions? *In*: DRUID SUMMER CONFERENCE, 2004, Elsinore, Industrial dynamics, innovation and development. **Working Papers**. Dinamarca: VBN, 2004.

DE NEGRI, J. A.; SALERMO, M. S.; CASTRO, A. B. Inovações, padrões tecnológicos e desempenho das firmas industriais brasileiras. *In*: DE NEGRI, J. A.;

SALERMO, M. S. (Org.). **Inovações, padrões tecnológicos e desempenho das firmas industriais brasileiras**. Brasília: Ipea, 2005, p. 5-46.

DINIZ, C. C.; GONÇALVES, E. Economia do conhecimento e desenvolvimento regional no Brasil. *In*: ENCONTRO DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 1., São Paulo. **Anais...** São Paulo, Aber, 2005.

DOCQUIER, F., MARKFOUK, A. International migration by education attainment, 1990-2000. *In*: SCHIFF, M.; ÖZDEN, Ç. (Eds.). **International migration, remittances, and the brain drain**. Nova York: Palgrave Macmillan, 2006.

FAGGIAN, A.; MCCANN, P. Human capital, graduate migration and innovation in British regions. **Cambridge Journal of Economics**, v. 33, p. 317-333, 2009.

FALLAH, B. N.; PARTRIDGE, M. D.; OLFERT, M. R. Urban sprawl and productivity: evidence from US metropolitan areas. **Papers in Regional Science**, v. 90, n. 3, p. 451-472, 2011.

FELDMAN, M. P. The new economics of innovation, spillovers and agglomeration: a review of empirical studies. **Economics of Innovation and New Technology**, v. 8, n. 1/2, p. 5-25, 1999.

FELDMAN, M. P.; FLORIDA, R. The geographic sources of innovation: technological infrastructure and product innovation in the United States. **Annals of the Association of American Geographers**. v. 84, n. 2, p. 210-229, 1994.

FERREIRA, R. N.; MATOS, R. Migração de trabalhadores no mercado formal brasileiro entre 1995 e 2003 e as tendências da reestruturação territorial. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 14., 2004, Caxambu. **Anais...** Belo Horizonte: Abep, 2004.

FLORIDA, R. L. **Cities and creative class**. 1. ed. New York: Routledge, 2005.

GOLGHER, A. B. As cidades e a classe criativa no Brasil: diferenças espaciais na distribuição de indivíduos qualificados. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, São Paulo, v. 25, n. 1, p. 109-129, jan./jun, 2008.

GOLGHER, A. B.; ROSA, C. H.; ARAÚJO J. A. F. **The determinants of migration in Brazil**. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2005. (Texto para discussão n. 268).

GONÇALVES, E. O padrão espacial da atividade inovadora brasileira: uma análise exploratória. **Estudos Econômicos**, v. 37, n. 2, p. 403-433, 2007.

GONÇALVES, E.; ALMEIDA, E. S. Innovation and spatial knowledge spillovers: evidence from Brazilian patent data. **Regional Studies**, v. 43, n. 4, p. 513-528, 2009.

GONÇALVES, E.; FAJARDO, B. A. G. A influência da proximidade tecnológica e geográfica sobre a inovação regional no Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 15, n. 1, abr. 2011.

- GRILICHES, Z. Patent statistics as economic indicators. *In*: GRILICHES, Z. (Ed.). **R&D and productivity: the econometric evidence**. Chicago: The University Chicago Press, 1998.
- GUIMARÃES, R. A. Diáspora: um estudo exploratório sobre o deslocamento geográfico de pesquisadores brasileiros na década de 90. **Dados – Revista de Ciências Sociais**, Rio de Janeiro, v. 45, n. 4, p. 705-750, 2002.
- GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.
- JACOBS, J. **The economy of cities**. Nova York: Random House, 1969, 268p.
- KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. **Journal of Political Economy**, v. 99, n. 3, p. 483-99, 1991.
- KUWOK, V.; LELAND, H. An economic model of the brain drain. **The American Economic Review**, v. 72, n.1, p. 91-100, 1982.
- KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 157, n.1, p. 53-67, 2010.
- LEMOS, M. B. *et al.* Espaços preferenciais e aglomerações industriais. *In*: NEGRI, J. A. e SALERMO, M. (Ed.). **Inovação, padrões tecnológicos e desempenho das firmas industriais brasileiras**. Brasília: Ipea, 2005, p. 365-424.
- LENZI, C. Workers' mobility and patterns of knowledge diffusion: evidence from Italian data. **The Journal of Technology Transfer**, v. 35, n. 6, p. 651-670, 2010.
- LINK, A. N.; SIEGEL, D. S.; BOZEMAN, B. An empirical analysis of the propensity of academics to engage in informal university technology transfer. **Industrial and Corporate Change**, v. 16, n. 4, p. 641-655, 2007.
- LUCAS, R. J. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988.
- MARSHALL, A. **Princípios de economia**. São Paulo: Nova Cultural, 1985.
- MCCANN, P.; SIMONEN, J. Innovation, knowledge spillovers and local labour markets. **Papers in Regional Science**, v. 84, p. 465-485, 2005.
- MONTENEGRO, R. L.; GONCALVES, E.; ALMEIDA, E. Dinâmica espacial e temporal da inovação no estado de São Paulo: uma análise das externalidades de diversificação e especialização. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 41, n. 4, 2011.
- MORENO, R.; PACI, R.; USAI, S. Geographical and sectoral clusters of innovation in Europe. **The Annals of Regional Science**, v. 39, p. 715-739, 2005.
- MYRDAL, G. **Economic theory and under-developed regions**. London: Duckworth, 1957. 167p.

NETTO JUNIOR, J. L. S.; MOREIRA, I. T. Migrações e diferenciais de renda estaduais: uma análise por dados em painel no período de 1950-2000. *In*: ENCONTRO TRANSDISCIPLINAR ESPAÇO E POPULAÇÃO. **Anais...** Campinas: Abep, 2003.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Manual de Oslo**. 3.ed., 1997.

ÖZDEN, Ç. Educated migrants: is there brainwaste? *In*: SCHIFF, M.; ÖZDEN, Ç. **International migration, remittances, and the brain drain**. Nova York: Palgrave Macmillan. 2006.

PAKES, A.; GRILICHES, Z. Patents and R&D at the firm level: a first look. *In*: GRILICHES, Z. (Ed.). **R & D, Patents, and Productivity**. Chicago: University of Chicago Press, 1984, p. 55-72.

PEKKALA, S. Migration flows in Finland: regional differences in migration determinants and migrant types. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 4, 466-482, 2003.

PEREIRA, V. M. **O Recente processo migratório brasileiro e seus determinantes**. 2000, 62 f. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2000.

PORTES, A. Determinants of the brain drain. **International Migration Review**, v.10, n. 4, p. 489-508, 1976.

POWER, D.; LUNDMARK, M. Working through knowledge pools: labour market dynamics, the transference of knowledge and ideas, and industrial clusters. **Urban Studies**, v. 41, n. 5/6, p.1025-1044, 2004.

ROSENKOPF, L.; ALMEIDA, P. Overcoming local search through: alliances and mobility. **Management Science**, v. 49, n. 6, p. 751-766, 2003.

SABBADINI, R.; AZZONI, C.R. Migração interestadual de pessoal altamente educado: Evidências sobre a fuga de cérebros. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34. Salvador, Bahia, 2006. **Anais...** Brasília: Anpec, 2006.

SAHOTA, G. An economic analysis of internal migration in Brazil. **The Journal of Political Economy**, v. 76, n. 2, p. 218-245, 1968.

SCHUMPETER, J. A. **Capitalism, Socialism and Democracy**. New York: Harper & Row, 1942, 381p.

SILVA, E. R.; FREGUGLIA, R. S.; GONÇALVES, E. Composição e determinantes da fuga de cérebros no mercado de trabalho formal brasileiro: uma análise de dados em painel para o período 1995-2006. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., Salvador, 2010. **Anais...** Brasília: Anpec, 2010.

STAIGER, D.; STOCK, J. Instrumental variables regression with weak instruments. **Econometrica**, v. 65, p. 557-586, 1997.

STOCK, J. H.; M. YOGO. Testing for weak instruments in linear IV regression. *In*: ANDREWS, D. W.; STOCK, J.H. (Eds.). **Identification and inference for econometric models: essays in honor of Thomas Rothenberg**. Cambridge University Press, 2005, p. 80-108.

USAI, S. The geography of inventive activity in OECD regions. **Regional Studies**, v. 45, n. 6, p. 711-731, 2011.

VARGA, A. **University research and regional innovation: a spatial econometric analysis of academic technology transfers**. Boston/Dordrecht/London: Kluwer Academic Publishers, 1998.

WOLFE, D. A.; GERTLER, M. S. Clusters from the inside and out: insights from the Canadian study of cluster development. **Urban Studies**, v. 41, n. 5/6, p. 1071-93, 2004.

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

ZUCKER, L. G.; DARBY, M. R. Star scientists and institutional transformation: Patterns of invention and innovation in the formation of the biotechnology industry. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 93, n. 23, p. 12709-12716, 1996.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

AUDRETSCH, D.; THURIK, A. R. **Innovation, Industry evolution and employment**. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Previdência Social. **Rais-migra**. Brasília: MTPS, 1998-2001.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Previdência Social. Relação Anual de Informações Sociais. **Rais Online**. Disponível em: <<http://goo.gl/vzy4kr>>. Acesso em: 1 ago. 2013.

DA MATA, D. *et al.* Determinants of city growth in Brazil. **Journal of Urban Economics**, v. 62, p. 252-272, 2007.

JAFFE, A.; TRAJTENBERG, M.; HENDERSON, R. Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 108, n. 3, p. 577-598, Aug. 1993.

APPENDIX

TABLE A.1
Variance Inflation Factor (VIF) Test

Variáveis	MOBQ		PAT/POP		MOBQ		VTIAB/ABC	
	VIF	1/VIF	VIF	1/VIF	VIF	1/VIF	VIF	1/VIF
MOBQ			1.06	0.947832			1.06	0.944633
PAT/POP	1.48	0.67509						
VTIAB/ABC					1.46	0.68273		
PIBPC	1.37	0.729296			1.34	0.744129		
EMPEST	1.05	0.948386			1.06	0.947106		
IDH	1.24	0.809359			1.2	0.830721		
CRIME	1.26	0.792962			1.25	0.798974		
CTRSP	4.29	0.233345			4.3	0.232389		
SE	8.19	0.122121			8.13	0.122955		
S	5.54	0.18048			5.46	0.182994		
NE	3.94	0.253902			3.97	0.251826		
CO	2.91	0.344111			2.9	0.344972		
INDTOT	1.25	0.799924	1.34	0.74488	1.37	0.728383	1.13	0.888674
H2DIND98							1.41	0.711268
PERGEMP			1.1	0.908014			1.07	0.930909
POTEC			1.2	0.831666			1.17	0.85579
E25			2.06	0.486274			1.82	0.550901
W_PAT/POP			2	0.501101				
METROEXP			1.32	0.756728			1.31	0.766202
EMP10PAT			1.28	0.778427				
MÉDIA	2.96		1.42		2.95		1.28	

Elaborated by the authors.

TABLE A.2
Correlation matrix

	MOBQ	PAT/ POP	VTIAB/ ABC	PIBPC	EMPEST	IDH	CRIME	CTRSP	INDTOT	HZDIND98	PERGEMP	POTEC	E25
MOBQ	1												
PAT/POP	-0.11	1											
VTIAB/ABC	-0.11	0.34	1										
PIBPC	-0.06	0.33	0.31	1									
EMPEST	0.07	0.02	0.06	0.01	1								
IDH	-0.04	0.28	0.18	0.03	0.02	1							
CRIME	-0.11	0.14	0.17	0.34	0.03	-0.14	1						
CTRSP	0.15	-0.40	-0.35	-0.26	-0.13	-0.34	-0.06	1					
INDTOT	-0.14	0.34	0.46	0.21	0.05	0.18	0.07	-0.32	1				
HZDIND98	0.15	-0.39	-0.32	-0.21	-0.02	-0.36	-0.12	0.56	-0.17	1			
PERGEMP	-0.10	0.06	0.08	0.03	-0.01	0.11	0.14	0.07	0.16	-0.00	1		
POTEC	-0.06	0.27	0.30	0.39	-0.05	0.05	0.18	-0.18	0.15	-0.25	0.13	1	
E25	-0.19	0.63	0.43	0.38	-0.01	0.23	0.26	-0.53	0.25	-0.53	0.04	0.34	1

Elaborated by the authors.

