

DETERMINANTES DAS MIGRAÇÕES INTERESTADUAIS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DE UM MODELO GRAVITACIONAL

Hilton Martins de Brito Ramalho¹

Erik Figueiredo²

José Luis da Silva Netto Júnior³

Este artigo investiga os principais determinantes dos fluxos migratórios interestaduais no Brasil. Para tanto, estimou-se um modelo gravitacional com base em de um painel de dados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (Pnads) anuais entre 2004 e 2009. O modelo econométrico permite identificar a equação gravitacional, a acomodação de fluxos zero, a robustez à heterocedasticidade/não normalidade e controlar efeitos não observados de atratividade de várias regiões sobre os fluxos bilaterais de migração (resistência multilateral). Os resultados sugerem que as diferenças de rendimento do trabalho esperado por ocupação, a dimensão populacional, a proximidade geográfica e as redes sociais são importantes condicionantes dos recentes movimentos migratórios. Essas variáveis mantêm-se relevantes, mesmo considerando estimações econométricas para trabalhadores migrantes em diferentes faixas de idade e de instrução.

Palavras-chave: migrações interestaduais; modelo gravitacional; Brasil.

A GRAVITY MODEL FOR INTER STATE MIGRATION IN BRAZIL

This paper aims to investigate the main determinants of interstate migration flows in Brazil. A gravity model was used controlling multilateral resistance to migration based on The National Household Sample Survey (PNAD) dataset from 2004 to 2009. The method applied is adequate to identify the gravity equation, handle zero migration flows and heteroskedasticity/non-normal data robust, controlling for unobservables in terms of multilateral attractiveness. The results suggest regional inequalities in expected wage by occupation, population size, short distances and social networks are important determinants of migrations streams. These correlations survive even after we consider estimates based on age and education groups.

Keywords: interstate migrations; gravity model; Brazil.

JEL: O15; R23; C34; C32.

1. Professor do Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB). *E-mail:* <hilton@ccsa.ufpb.br>.

2. Professor do PPGE/UFPB. Pesquisador do CNPq, Brasil. *E-mail:* <eafigueiredo@gmail.com>.

3. Professor do PPGE/UFPB. *E-mail:* <juniorluis@yahoo.com>.

1 INTRODUÇÃO

Durante as últimas décadas, o debate sobre os movimentos populacionais tem se destacado nas esferas acadêmica e política ao redor do mundo, especialmente no tocante à discussão de políticas públicas em países desenvolvidos. A grande população, extensão territorial e elevada desigualdade regional do Brasil são características que tornam o estudo das migrações internas fundamental para a compreensão das dinâmicas econômica, demográfica e social.

É fato estilizado que a dinâmica migratória brasileira, em sua grande parte, tem sido diretamente associada aos diferenciais de riqueza entre os estados das regiões Nordeste e Sudeste (Cançado, 1999; Netto Júnior *et al.*, 2003). Dados dos censos demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), abrangendo desde a década de 1970 até a década de 1990, revelam que, historicamente, os movimentos migratórios têm se processado no sentido Nordeste – Sudeste. Em especial, destacam-se, por um lado, os estados de São Paulo e Rio de Janeiro, enquanto importantes áreas de destino, e, por outro, os estados nordestinos como principais polos de origem. Contudo, deve ser ressaltada a reversão dessa dinâmica durante as últimas décadas, associada, sobretudo, à redução da taxa de natalidade e à migração de retorno (Oliveira; Ervatti; O’neill, 2011).

O entendimento dos fatores econômicos que direcionam os fluxos migratórios tem sido alvo de investigação crescente entre economistas. No Brasil, os estudos sobre essa temática aumentaram consideravelmente nas últimas décadas. Sahota (1968) foi um dos primeiros a investigar empiricamente se migrações interestaduais no Brasil estão relacionadas com desigualdades regionais de renda, dinâmica urbana e distâncias geográficas. Usando dados do censo demográfico de 1950 e modelos de regressão linear, o referido autor achou evidências de que os movimentos populacionais estão diretamente associados aos diferenciais de renda estadual e inversamente relacionados às distâncias entre capitais. Justo e Silveira Neto (2006) usaram dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para estimar um modelo linear de dados em painel, tendo a taxa líquida de migração interestadual como variável dependente. Seus resultados sugerem uma relação direta entre a taxa líquida de migração e a renda esperada (renda *per capita* ponderada pela taxa de ocupação) dos estados, achado que se manteve após a ponderação dessa última variável por uma matriz de peso espacial. Arbex, Freguglia e Chein (2013) estimaram a probabilidade de migração de trabalhadores condicionada à habilidade e aos diferenciais salariais. Seus resultados, tendo como base as informações da Pesquisa de Economia Informal Urbana do IBGE, indicam a existência de uma relação inversa entre a probabilidade de migração de trabalhadores informais e seus respectivos níveis educacionais. Por sua vez, Freguglia, Gonçalves e Silva Ribeiro (2014) analisaram os determinantes e a composição dos fluxos migratórios interestaduais entre 1995 e 2006, tendo como base as informações da RAIS-Migra

e do IBGE. Os resultados, obtidos por meio de um modelo *logit* com efeitos fixos, sugerem que os diferenciais salariais exercem papel relevante no tocante à migração de trabalhadores qualificados.

Na literatura internacional, vários estudos documentam evidências sobre a influência de variáveis econômicas na explicação de fluxos migratórios entre países. Vogler e Rotte (2000), por exemplo, investigaram os determinantes dos fluxos migratórios dirigidos de países africanos e asiáticos para a Alemanha durante o período de 1981 a 1995. Seus resultados mostram que as redes sociais (presença de pessoas conhecidas, amigos, familiares, grupos étnicos/religiosos etc) funcionam como importante incentivo para as migrações. Ademais, seus achados sugerem um possível efeito limitado gerado por restrições financeiras e preferência pelo consumo no país de origem. Clark, Hatton e Williamson (2007), em estudo para migrações direcionadas aos Estados Unidos (EUA) entre 1971 e 1998, também indicam que conexões por meio de redes sociais desempenham um papel relevante nas explicações dos contingentes populacionais recebidos pelo último país. Seus achados empíricos também revelaram uma relação inversa entre os fluxos de migração e as distâncias entre os países de origem e os EUA. Já o trabalho de Mayda (2010) foi realizado para migrações entre quatorze países membros da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) durante 1980 e 1995. Suas principais evidências sugerem que países com maior nível de renda tendem a receber mais migrantes e que as distâncias bilaterais parecem atuar negativamente sobre os fluxos migratórios. Afora os trabalhos já citados, cabe também destacar o estudo de Beine, Docquier e Özden (2011) a partir de um painel de dados sobre fluxos migratórios dirigidos de 195 países para trinta países da OCDE entre 1990 e 2000. Os referidos autores analisaram os efeitos das diásporas (concentração de migrantes de mesma origem vivendo em um mesmo país) sobre a estrutura de seletividade em educação dos fluxos migratórios. Os principais resultados sugerem que as diásporas reduzem os custos de migração a partir de conexões por redes sociais, favorecendo a atração de migrantes com baixa qualificação.

Apesar do conjunto de evidências reportadas na literatura especializada, é importante ressaltar que poucos estudos têm se preocupado em considerar empiricamente os efeitos de atratividade, de restrições e/ou de políticas que várias regiões de destino potencial podem exercer sobre fluxos migratórios bilaterais (Beine; Parsons, 2012; Bertoli; Fernández-Huertas Moraga, 2012; Ortega; Peri, 2013). Em estudo recente, Bertoli e Fernández-Huertas Moraga (2013) denominam esse conjunto de efeitos não observados como resistência multilateral, destacando sua relação com pseudo-modelos gravitacionais⁴ derivados de agregações de modelos

4. Os modelos gravitacionais são bastante conhecidos na literatura sobre comércio internacional. Eles fazem adaptação da Lei Gravitacional de Isaac Newton, em que a massa dos corpos é substituída pela massa econômica (nível de renda), incluindo distâncias bilaterais com importante força de atrito. Para mais detalhes, vide Head e Mayer (2014).

de utilidade aleatória para decisão individual de migração do trabalho. Em linhas gerais, os autores em destaque mostram que os efeitos de resistência multilateral podem ser incorporados ao termo de erro probabilístico de modelos gravitacionais considerando uma estrutura complexa de correlações seriais e espaciais, representada por um vetor de fatores específicos às regiões de origem/destino e variantes no tempo. A omissão desses fatores pode gerar vieses nas estimativas dos efeitos de variáveis econômicas relevantes, que são associadas à parte determinística da função utilidade envolvida na decisão de migração.

No Brasil, são poucos os estudos que analisaram os determinantes das migrações internas de acordo com um painel de dados agregados de fluxos populacionais⁵, especialmente explorando a estrutura inerente aos dados para controlar efeitos de variáveis omitidas, a exemplo dos chamados efeitos de múltiplas atratividades regionais (resistência multilateral). Ademais, não há na literatura nacional sobre migrações internas evidências satisfatórias sobre os possíveis efeitos de redes sociais e de diferenciais salariais ponderados por ocupação e risco de desemprego⁶. Portanto, o objetivo deste estudo é investigar os principais determinantes das migrações interestaduais no Brasil durante a década de 2000, a partir da estimação de um modelo gravitacional com fatores de resistência multilateral e robusto à presença de fluxos zero, à log-linearização e a não normalidade dos dados.

Incluindo esta introdução, este estudo está dividido em cinco partes. Na segunda seção é apresentado um breve panorama da dinâmica migratória interestadual brasileira na década de 2000. Na terceira parte, são feitas considerações teóricas associadas à equação gravitacional, estratégia de estimação, base de dados e seleção amostral. Na quarta seção, são apresentados os resultados do estudo. Finalmente, a quinta seção é reservada às considerações finais.

2 MIGRAÇÕES INTERESTADUAIS NO BRASIL: FATOS OBSERVADOS

A dinâmica migratória no Brasil durante as últimas décadas, sobretudo no período de 1950 a 1980, notabilizou-se pela polarização dos movimentos populacionais majoritariamente no sentido Nordeste-Sudeste. Todavia, a partir da década de 1980, os grandes centros de atração de migrantes (Rio de Janeiro e São Paulo) começaram a perder expressão, marcando uma mudança no padrão de migração

5. A esse respeito vide os estudos de Sabbadini e Azzoni (2006) e de Golgher, Rosa e Araújo Júnior (2008). Os primeiros autores usaram dados dos censos demográficos de 1991 a 2000 e um modelo gravitacional para investigar os determinantes da migração interestadual de pessoas com elevada instrução no Brasil. Suas evidências sugerem que a renda média estadual é um importante determinante da fuga de cérebros. Por sua vez, Golgher, Rosa e Araújo Júnior (2008) também analisaram os determinantes das migrações internas no Brasil, contudo, usando dados censitários para fluxos de migração por mesorregiões. Seus achados apontam que os migrantes da região Nordeste estão sujeitos a uma "armadilha de pobreza".

6. Harris e Todaro (1970) contribuíram para a abordagem econômica das migrações ao considerar o papel da taxa de desemprego como fator determinante da mobilidade populacional. No modelo dos referidos autores, a diferença de salário esperado (valor presente do salário de mercado ponderado pela taxa de desemprego) é a variável mais importante para a decisão de migrar.

interestadual no Brasil (Oliveira; Ervatti; O'Neill, 2011). Nesta seção, apresenta-se um breve panorama comparativo dos padrões e das tendências de absorção/emissão líquida de pessoas por parte dos estados brasileiros ao longo das décadas de 1980, 1990 e 2000, procurando-se também identificar as rotas predominantes de migração na década mais recente.

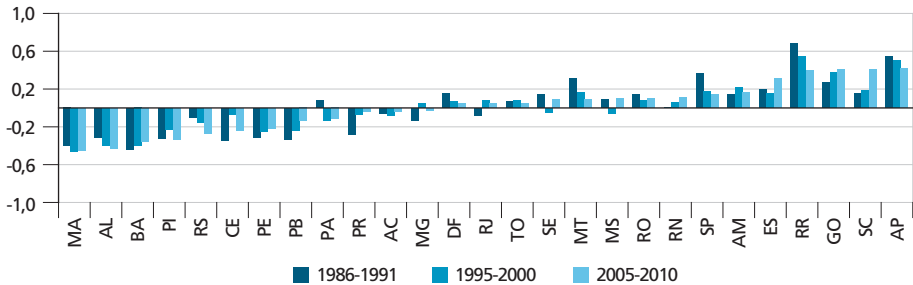
Para caracterizar os fatos observados a respeito das migrações interestaduais durante as últimas três décadas no Brasil, foi calculado o Índice de Eficácia Migratória (IEM), que é a razão entre o saldo migratório (diferença entre o total de imigrantes e emigrantes interestaduais) e a soma do total de emigrantes e imigrantes interestaduais⁷. Ou seja, o IEM foi computado para todos os estados e o Distrito Federal (DF) tendo como base as informações dos censos demográficos de 1991, 2000 e 2010. Ademais, o critério usado para identificação do migrante interestadual foi o de data fixa, isto é, aquele indivíduo que na data do censo demográfico afirmou residir permanentemente em um estado diferente daquele que morava há cinco anos.

A figura 1 apresenta a evolução do IEM por estados brasileiros (inclusive DF) considerando distintas coortes de migração nos períodos 1986-1991, 1995-2000 e 2005-2010. A maioria dos estados brasileiros pode ser caracterizada como áreas de baixa evasão ou de baixa absorção migratória, segundo a classificação proposta por Oliveira, Ervatti e O'Neill (2011)⁸. Considerando dados da coorte mais recente de migração (2005-2010), é possível verificar que entre o grupo de média evasão migratória destacam-se os estados do Maranhão, Alagoas, Bahia e Piauí. Em seguida, Rio Grande do Sul, Ceará, Pernambuco, Paraíba e Pará completam o grupo de áreas de baixa evasão de migrantes. Por outro lado, os estados do Amapá, Santa Catarina, Goiás, Roraima e Espírito Santo podem ser classificados como áreas de média absorção migratória, ao passo que Amazonas, São Paulo, Rio Grande do Norte, Rondônia e Mato Grosso do Sul surgem como polos de baixa absorção de migrantes interestaduais. Ademais, no período de 2005-2010 oito estados podem ser rotulados como áreas de rotatividade migratória, isto é, áreas onde há um equilíbrio entre entradas e saídas de migrantes, são eles: Mato Grosso, Sergipe, Tocantins, Rio de Janeiro, Distrito Federal, Minas Gerais, Acre e Paraná.

7. O IEM foi proposto por Baeninger (2000). Esse indicador permite comparações de trocas populacionais entre regiões no tempo, uma vez que se situa no intervalo -1 e 1. Valores próximos a -1 indicam alta capacidade de evasão populacional; valores próximos a 1 sugerem alta absorção populacional e valores próximos a zero, equilíbrio entre entradas e saídas de pessoas.

8. A classificação considera: (a) Área de forte evasão migratória (IEM entre -1,00 e -0,51); (b) Área de média evasão migratória (IEM entre -0,50 e -0,30); (c) Área de baixa evasão migratória (IEM entre -0,29 e -0,10); (d) Área de rotatividade migratória (IEM entre -0,09 e 0,09); (e) Área de baixa absorção migratória (IEM entre 0,10 e 0,29); (f) Área de média absorção migratória (IEM entre 0,30 e 0,50) e (g) Área de forte absorção migratória (IEM entre 0,51 e 1,00).

FIGURA 1
Índice de Eficácia Migratória (IEM) por estados nos períodos de migração 1986-1991, 1995-2000 e 2005-2010



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010. Nota: Dados ordenados pelo IEM do período de migração 2005-2010.

Os dados da figura 1 também chamam a atenção para o aumento da capacidade de absorção de migrantes nos estados de Santa Catarina, Goiás e Espírito Santo durante as últimas três décadas, por um lado, e, por outro, para a redução de atração populacional nos estados de São Paulo, Roraima e Amapá. No tocante aos estados com tendência à evasão de migrantes, com exceção de Alagoas, Rio Grande do Sul, Maranhão e Piauí, que têm aumentado a emissão líquida de pessoas, as demais unidades federativas do grupo em destaque registram uma tendência de redução na força de emissão líquida da população (Bahia, Ceará, Pernambuco e Paraíba).

Vale ressaltar o caso dos estados do Paraná e de Minas Gerais, que no quinquênio 1986-1991 eram áreas de baixa evasão de migrantes, passando para grupo de rotatividade migratória a partir da década de 2000. Por sua vez, Mato Grosso, Sergipe e o Distrito Federal, que entre 1986-1991 eram espaços de baixa absorção migratória, também tornaram-se estados de rotatividade. Por outro lado, Mato Grosso do Sul e Rio Grande do Norte, que se caracterizam com regiões de rotatividade de migrantes no período 1986-1991, transformaram-se em áreas de baixa absorção de migrantes interestaduais entre 2005-2010. Por fim, o estado do Pará, que no período 1986-1991 era classificado como local de rotatividade, passa para área de baixa evasão populacional a partir da década de 2000, conforme os dados censitários.

É incontestável a mudança dos padrões migratórios ocorrida nas últimas décadas. A polarização Nordeste-Sudeste não tem a escala de outrora e algumas razões são apontadas para ocorrência de tal processo. Dois principais fatores são o crescimento da migração de retorno e a redução da taxa de natalidade. Em linhas gerais, a migração de retorno tem se processado com especial intensidade por naturais da região Nordeste antes residentes nos estados do Sudeste (Oliveira; Ervatti; O'neill, 2011; Queiroz; Ramalho, 2011).

Somada à importância da migração de retorno, houve uma maior retenção da população do Nordeste em sua própria região, associada ao aumento da dinâmica migratória intrarregional e à redução da atratividade das demais regiões. Também são apontados o crescimento da importância dos movimentos pendulares, o surgimento de novos polos de atração de migrantes no interior do Brasil (com destaque para as cidades de médio porte) e a redução da taxa de crescimento populacional (Dedecca; Cunha, 2004).

No período entre 2005-2010, os dados censitários apontam que a migração interestadual no Brasil movimentou cerca de 4,6 milhões de pessoas ou o equivalente a 2,4% da população do país em 2010. A t, a seguir, fornece uma visão sintética das rotas da migração interestadual no Brasil ao mostrar a distribuição percentual dos migrantes de data fixa, segundo os estados de residência em 2005 e em 2010.

Os dados mostram a importância dos estados de São Paulo, Minas Gerais, Goiás, Santa Catarina, Paraná e Rio de Janeiro na absorção dos migrantes interestaduais no período de 2005-2010. Esses estados foram, respectivamente, destinos de 21,4%, 8,1%, 7,8%, 6,5%, 5,9% e 5,8% dos migrantes. São Paulo, estado responsável pela maior parcela da produção de riquezas no Brasil, além de registrar peso considerável no processo de absorção de migrantes, destaca-se como área de preferência dos emigrados da região Nordeste, também absorvendo parte considerável de emigrantes procedentes de estados da própria região Sudeste, Sul e Centro-Oeste.

Minas Gerais destaca-se como destino de migrantes oriundos dos estados do Espírito Santo, São Paulo, Rio de Janeiro e Goiás. O estado de Goiás, por seu turno, tem atraído, sobretudo, migrantes procedentes do Tocantins, Distrito Federal, Mato Grosso e Maranhão. Santa Catarina apresenta poder de atratividade mais restrito a sua própria macrorregião, isto é, recebeu principalmente emigrados dos estados do Rio Grande do Sul e do Paraná. Apenas o Paraná, na região Sul, conseguiu atrair grandes contingentes procedentes de outras regiões, como emigrados do Mato Grosso do Sul, São Paulo, Mato Grosso e Rondônia. Já o estado do Rio de Janeiro evidencia-se pela absorção de migrantes que se deslocaram do Espírito Santo, Minas Gerais e de alguns estados do Nordeste (Paraíba, Ceará e Rio Grande do Norte).

O padrão de absorção de migrantes dos estados da região Norte é bem restrito à própria área, mas também caracteriza-se por um elevado número de pessoas procedentes dos estados do Maranhão, Mato Grosso e Goiás. Os estados localizados nas regiões Centro-Oeste e Nordeste também registram maior influência na atração de emigrados das próprias regiões. No caso dos estados da região Centro-Oeste, destaca-se a absorção de pessoas saídas dos estados do Maranhão, Piauí e Rondônia. Na região Nordeste, o estado do Maranhão tem recebido contingentes do Pará e de Roraima, enquanto o da Bahia tem atraído emigrantes de São Paulo e do Espírito Santo.

TABELA 1
Distribuição dos migrantes interestaduais no Brasil segundo o estado de residência em 2005 (saída) e por estado de residência em 2010 (entrada)
 (Em %)

Estado de residência em 2005	Estado de residência em 2010																												
	Rondônia	Acre	Amazonas	Roraima	Pará	Amapá	Tocantins	Maranhão	Piauí	Ceará	Rio Grande do Norte	Paraíba	Pernambuco	Alagoas	Sergipe	Bahia	Minas Gerais	Espirito Santo	Rio de Janeiro	São Paulo	Paraná	Santa Catarina	Rio Grande do Sul	Mato Grosso do Sul	Mato Grosso	Goiás	Distrito Federal	Total	
Rondônia	-	6,3	12,5	1,4	2,5	0,1	0,7	1,0	0,3	1,7	0,5	0,8	1,3	0,3	0,2	1,9	3,4	4,5	1,6	7,8	11,2	2,6	1,2	4,4	25,7	4,5	1,7	100	
Acre	34,0	-	23,8	1,2	1,9	0,1	0,6	0,4	0,1	2,3	0,8	0,3	1,0	0,5	0,1	0,5	3,0	0,7	3,2	4,8	2,4	1,7	1,0	1,5	5,3	5,7	3,3	100	
Amazonas	12,0	8,0	-	10,5	20,7	1,0	0,5	3,7	0,9	4,0	1,7	1,0	2,6	0,7	0,2	1,3	2,0	0,7	8,0	7,3	1,9	1,3	2,1	0,9	1,7	2,4	3,2	100	
Roraima	6,1	0,3	26,9	-	9,9	0,4	1,2	13,2	0,8	5,5	2,2	2,2	2,4	0,7	0,0	1,2	3,7	0,9	3,1	4,6	1,7	1,1	2,7	1,5	1,7	3,6	2,5	100	
Pará	1,4	0,2	13,6	3,3	-	14,1	8,7	14,4	1,5	3,2	0,5	0,6	1,2	0,2	0,2	2,1	2,6	0,8	3,5	6,1	1,8	1,3	0,8	0,6	4,3	10,7	2,2	100	
Amapá	0,8	0,0	4,5	0,8	55,2	-	0,8	9,0	1,6	4,6	2,6	1,2	1,3	0,0	0,3	0,4	2,8	0,6	1,1	4,0	1,2	0,8	0,7	0,1	0,6	1,9	3,4	100	
Tocantins	1,4	0,1	0,2	4	20,7	0,2	-	9,0	1,3	0,8	0,2	0,3	0,8	0,2	0,2	1,7	4,0	0,3	0,7	4,4	1,2	0,7	0,6	1,0	3,2	40,5	5,9	100	
Maranhão	1,0	0,1	1,5	1,8	23,1	1,2	7,3	-	6,6	1,9	0,2	0,4	0,8	0,1	0,1	0,7	3,6	0,4	4,0	14,5	0,6	0,8	0,3	0,3	5,3	16,2	7,4	100	
Piauí	0,3	0,1	0,8	0,2	2,9	0,2	1,7	11,5	-	5,4	0,6	0,5	3,0	0,2	0,2	2,4	2,7	0,4	3,1	37,2	0,7	0,5	0,5	0,5	1,6	10,2	12,7	100	
Ceará	0,9	0,2	1,6	0,5	3,0	0,4	0,7	2,6	4,3	-	4,6	2,7	5,2	0,7	0,4	4,1	5,1	0,5	14,3	33,2	1,3	1,8	1,4	0,7	1,0	3,9	4,9	100	
Rio Grande do Norte	0,8	0,1	1,3	0,7	1,5	0,5	0,7	0,7	0,8	9,8	-	17,3	6,2	1,2	0,6	3,2	4,4	0,9	10,5	22,1	1,0	1,5	1,7	1,0	0,6	5,8	5,2	100	
Paraíba	0,7	0,1	0,2	0,3	0,8	0,1	0,3	1,0	0,5	3,6	10,0	-	13,9	0,7	0,6	3,3	2,7	0,4	19,3	30,4	1,2	1,2	0,7	0,5	1,3	3,7	2,7	100	
Pernambuco	0,4	0,1	0,8	0,3	1,3	0,1	0,6	1,2	1,3	4,5	3,1	9,9	-	7,1	1,4	8,0	3,5	0,6	6,6	39,1	1,3	1,6	0,6	1,0	1,7	2,6	1,6	100	
Alagoas	0,3	0,0	0,3	0,1	0,3	0,1	0,6	0,6	0,4	1,0	0,8	1,0	1,1,9	-	8,6	6,3	11,1	2,1	3,0	38,2	1,4	1,2	0,2	1,6	5,0	3,1	0,9	100	
Sergipe	0,5	0,0	0,3	0,1	1,1	0,1	0,5	0,7	0,5	1,0	0,9	1,0	2,8	10,1	-	25,5	4,5	1,8	6,1	32,7	1,5	1,7	0,7	0,6	1,0	1,8	2,6	100	
Bahia	0,4	0,1	0,2	0,1	0,7	0,0	0,6	0,6	0,6	1,1	0,5	0,7	3,9	0,9	3,8	-	8,2	8,5	5,8	46,1	1,4	1,6	0,6	0,5	0,8	8,0	4,5	100	
Minas Gerais	1,0	0,2	0,4	0,1	1,5	0,1	0,9	0,7	0,3	0,8	0,4	0,4	0,9	0,3	0,2	5,3	-	9,6	12,0	41,5	3,0	1,3	1,0	1,2	1,3	9,2	6,5	100	
Espirito Santo	3,2	0,1	0,4	0,1	1,1	0,1	0,2	0,6	0,4	0,7	0,4	0,4	0,9	0,2	0,3	15,7	30,8	-	25,4	10,5	1,7	1,3	1,0	0,7	0,8	1,6	1,7	100	
Rio de Janeiro	0,4	0,2	2,2	0,2	1,8	0,2	1,8	0,2	1,6	0,8	5,0	3,7	6,7	4,0	0,9	1,3	5,6	18,4	9,3	-	18,8	3,2	2,8	3,4	1,8	0,6	1,9	5,0	100
São Paulo	0,8	0,1	0,4	0,1	1,0	0,1	0,6	1,5	2,4	4,5	1,8	3,2	6,5	2,4	1,5	12,2	19,8	1,5	5,6	-	15,3	5,0	2,0	4,6	2,2	3,4	1,8	100	
Paraná	1,7	0,2	0,5	0,2	0,7	0,1	0,5	0,4	0,1	0,5	0,2	0,3	0,4	0,1	0,1	1,6	3,2	0,4	1,7	27,4	-	40,3	5,8	5,0	6,1	1,6	0,9	100	
Santa Catarina	1,5	0,1	0,4	0,2	0,5	0,1	0,3	0,4	0,2	0,6	0,5	0,4	0,8	0,3	0,1	1,2	2,4	0,4	2,9	14,1	38,8	-	24,8	2,2	3,2	1,9	2,0	100	
Rio Grande do Sul	0,8	0,1	0,9	0,2	0,9	0,1	0,4	0,4	0,4	1,0	0,4	0,5	1,0	0,3	0,3	1,9	2,1	0,5	4,3	9,8	12,3	51,9	-	2,2	3,4	1,7	2,3	100	
Mato Grosso do Sul	2,7	0,4	0,4	0,3	1,1	0,1	0,6	0,5	0,4	0,5	0,8	1,0	0,6	0,3	0,3	1,6	4,4	0,7	1,4	28,8	18,1	5,1	3,6	-	16,6	5,7	1,3	100	
Mato Grosso	11,4	0,6	1,3	0,3	6,8	0,2	2,4	1,8	0,7	0,6	0,4	0,3	0,7	0,6	0,3	1,8	3,9	0,7	1,4	12,5	13,1	5,1	3,1	11,3	-	17,0	1,8	100	
Goiás	1,6	0,1	0,5	0,3	5,9	0,1	12,1	3,5	2,1	1,4	0,9	0,9	0,9	0,2	0,2	5,3	14,4	0,4	1,6	9,4	1,7	1,4	2,4	10,3	-	21,1	100		
Distrito Federal	0,2	0,1	0,7	0,2	1,3	0,1	2,5	3,9	4,8	3,0	1,4	2,1	1,6	0,4	0,7	5,0	7,8	1,1	4,5	6,1	1,5	1,3	1,5	0,4	0,8	47,0	-	100	
Total	1,4	0,3	1,5	0,6	3,5	0,8	1,9	2,3	1,6	2,4	1,5	2,1	3,2	1,2	1,1	4,9	8,1	2,8	5,8	21,4	5,9	6,5	2,2	2,1	3,1	7,8	4,1	100	

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados dos censos demográficos de 1991, 2000 e 2010. Nota: Dados expandidos para o universo.

Em linhas gerais, os dados da tabela 1 sugerem que os estados de São Paulo e do Rio de Janeiro são relevantes na distribuição espacial dos fluxos migratórios, especialmente na atração de pessoas procedentes dos estados da região Nordeste. Caberia saber, portanto, em que medida as conhecidas desigualdades regionais de renda e de ocupação no Brasil podem condicionar esses movimentos populacionais? Por outro lado, a redistribuição espacial da população brasileira também parece se processar segundo estados vizinhos, sugerindo pistas sobre a importância dos custos de migração (gastos com viagens e hospedagem, gastos para acesso à informação, gastos com procura por trabalho), que podem ser afetados pela presença de conexões entre pessoas conhecidas, amigos, familiares, sindicatos e grupos religiosos entre regiões. Essas questões passam a ser melhor exploradas conforme a estratégia empírica discutida a seguir.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A análise empírica de movimentos populacionais a partir de modelos gravitacionais tem se caracterizado como um fenômeno recente, a despeito do inegável sucesso de tais modelos em achados sobre comércio internacional. Acompanhando essa tendência, é possível encontrar na literatura especializada novos desenvolvimentos teóricos que incorporam fundamentos microeconômicos à conhecida equação gravitacional (Anderson, 1979; Anderson; Wincoop, 2003). Por outro lado, a pouca disponibilidade de dados sobre fluxos migratórios, a presença de muitos fluxos zero em bases de dados disponíveis e os problemas de identificação estrutural da equação gravitacional ainda se apresentam como principais desafios para a produção de novas evidências na área de pesquisa (Santos Silva; Tenreyro, 2006; Head; Mayer, 2014).

Nesta seção, faz-se uma apresentação da fundamentação teórica do modelo gravitacional de migração, estratégias de estimação e tratamento da base de dados empregada para obtenção dos resultados empíricos.

3.1 EQUAÇÃO GRAVITACIONAL: TEORIA, IDENTIFICAÇÃO E ESTIMAÇÃO

3.1.1 Modelo gravitacional de migração com resistência multilateral

Anderson (2011) desenvolveu um modelo estrutural de gravitação aplicado à migração do trabalho, no qual explicita o papel de forças de atratividade/barreiras exercidas por várias regiões no tocante à determinação de fluxos migratórios bilaterais.

Considere um mundo com n regiões, tal que w^i e w^j são os rendimentos médios do trabalho esperados nas regiões i e j , $\forall i \neq j$, respectivamente. Cada trabalhador h que avalia migrar da região j para a região i tem uma função utilidade $u_{ijh} = \frac{w^i}{\delta^{ij} w^j} \varepsilon^{jih}$, em que $\delta^{ij} > 1$ é o custo de migração diretamente relacionado com a distância entre tais regiões (custo de transporte do tipo *iceberg*), $\frac{w^i}{\delta^{ij} w^j}$ é a

diferença de renda esperada entre as regiões líquida do custo de migração (parte observada da função utilidade) e ε^{ijb} representa um componente estocástico específico a cada indivíduo. Entre as $n - 1$ regiões de destino potencial, o trabalhador migra para aquela com máximo valor de utilidade esperada $u_{jib}^* = \max(u_{jib})$, com $u_{jib} = \geq 0$ para ao menos uma região i .

A probabilidade de migração de trabalhadores da região j para i , considerando a agregação de todos os potenciais migrantes em j , é equivalente à proporção de trabalhadores de j que escolhem migrar para i . Assim, pode-se prever o fluxo migratório da região j para i por:

$$M^{ij} = G(v^{ji})N^j, \quad (1)$$

em que $G(v^{ji}) = \frac{\exp(v^{ji})}{\sum_{k=1}^n \exp(v^{jk})} = \frac{w^i/\delta^{ji}}{\sum_{k=1}^n w^k/\delta^{jk}}$ é uma função geradora de probabilidade individual de migração, isto é, uma função *Gumbel* de valor extremo do tipo 1; $v^{ji} = \ln(w^i) - \ln(w^j) - \ln(\delta^{ji})$ é a função utilidade esperada de cada trabalhador na forma logarítmica⁹ e N^j a população da região j .

A estrutura do modelo também incorpora condições *market clearing* para assegurar o equilíbrio geral em todos os mercados regionais. Para tanto, considere-se o total da força de trabalho fornecida por todas as regiões de origem para a região :

$$L^i = \sum_j M^{ji}, \quad (2)$$

seja a oferta mundial de trabalho dada por $N \equiv \sum_i N^i = \sum_i L^i$. Então, substituindo (1) em (2), tem-se, em equilíbrio, $L^i = w^i \sum_j ((1/\delta^{ji})/w^j)N^j$, de modo que:

$$w^i = \frac{L^i}{\Omega^i N}, \quad (3)$$

e

$$\Omega^i = \sum_j \frac{1/\delta^{ji} N^j}{W^j N}, \quad (4)$$

em que $w^j \equiv \sum_k w^k / \delta^{jk} = \sum_k \frac{1/\delta^{jk} L^k}{\Omega^k N}$.

9. O modelo adota a hipótese simplificadora, que todos os trabalhadores de enfrentam a mesma renda média e custos de migração, no entanto, são heterogêneos em suas preferências. Ademais, seguindo a literatura especializada, assume-se que a variável aleatória segue uma distribuição de probabilidade Gumbel de valor extremo do tipo 1.

Substituindo (3) e (4) em (1), chega-se a uma equação estrutural de migração generalizada¹⁰. Todavia, para obter uma forma de fácil manipulação e interpretação, Anderson (2011) supõe que u_{jih} é uma função de utilidade esperada com coeficiente constante de aversão ao risco (linearizada por logaritmo)¹¹. Portanto, a equação gravitacional de migração pode ser expressa como:

$$M^{ij} = \frac{L^i N^j}{N} \left(\frac{\delta^{ji}}{\bar{\Omega}^i \bar{W}^j} \right)^{1-\theta}, \quad (5)$$

em que $\bar{\Omega}^i = \left[\sum_j \frac{(\delta^{ji})^{1-\theta} N^j}{\bar{W}^j} \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$ e $\bar{W}^j = \left[\sum_i \frac{(\delta^{ji})^{1-\theta} L^i}{\bar{\Omega}^i} \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$.

Os termos $\bar{\Omega}^i$ e \bar{W}^j são determinados simultaneamente em equilíbrio geral e representam forças endógenas de fricção imputadas a várias alternativas de destino. Note-se que pode ser interpretado como uma média ponderada dos custos bilaterais de migração considerando fluxos migratórios recebidos pela região e oriundos de qualquer região, enquanto representa uma média de custos de migração de potenciais migrantes emitidos por j e dirigidos para qualquer região. Portanto, de forma análoga aos modelos gravitacionais aplicados ao comércio, esses últimos são considerados termos de resistência multilateral (TRM), que, embora não observados, podem ser computados mediante normalizações (Anderson; Wincoop, 2003; Anderson; Yotov, 2010). A equação (5) ainda pode ser decomposta em duas partes: $\frac{L^i N^j}{N}$, que significa a parcela da população originária de j em qualquer região de destino na ausência de custos de migração, e $\left(\frac{\delta^{ji}}{\bar{\Omega}^i \bar{W}^j} \right)^{1-\theta}$, que resume o efeito de fricções multilaterais exercidas por outras regiões sobre o fluxo migratório da região j para a região i .

3.2 ABORDAGEM ECONOMÉTRICA

3.2.1 Especificação do modelo

Seguindo a literatura especializada¹² considere que os custos de migração são diretamente associados às distâncias geográficas entre regiões, inversamente relacionados com o compartilhamento de fronteiras (vizinhança) e com o estoque de pessoas na região de destino que no passado procederam da mesma região de origem dos migrantes recentes (*proximity* para efeitos de redes sociais), conforme a seguinte equação:

$$\delta^{ij} = d_{ij}^{\beta_1} s_{ij}^{\beta_2} \exp(\beta_3 f_{ij}), \quad (6)$$

10. A equação gravitacional geral é dada por $M^{ij} = (L^i N^j / N) (1/\delta^{ij}) / (\Omega^i W^j)$.

11. Uma função de utilidade com coeficiente constante de aversão ao risco θ assume a forma $u(c) = c^{1-\theta} / (1-\theta) > 0$ e $\theta \neq 1$.

12. Vide Clark, Hatton e Williamson (2007), Mayda (2010), Beine e Parsons (2012) entre outros.

em que d^{ij} representa um custo fixo de migração (custo de transporte, por exemplo); s_{ij} é o estoque acumulado de pessoas na região i que nasceram na região j ; f_{ij} é uma variável binária que assume o valor 1, se as regiões de origem e de destino do migrante compartilham fronteiras, e 0 caso contrário; $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$ e $\beta_3 < 0$ e são parâmetros¹³.

Conforme pode ser observado nas equações (3) e (4), a oferta de trabalho recebida por cada região de destino L^i é determinada endogenamente em equilíbrio geral, a qual é função da diferença de renda esperada entre i e as demais regiões de origem ponderada por uma média de custos bilaterais entre todas as regiões do mundo (termos não observados de fricção). Portanto, para simplificar, pode-se aproximar L^i em (5) como uma função parcial e direta da razão de rendimento esperado do trabalho entre as regiões i e j e da população da região i :

$$L^i \approx \exp\left(\beta_4 \frac{w^i}{w^j}\right) (N^i)^{\beta_5}, \quad (7)$$

em que é a população da região de destino, e são parâmetros.

Seguindo Santos Silva e Tenreyro (2006), considere uma versão estocástica da equação (5) na forma exponencial com coeficientes de elasticidade constante $M_{ij} = \exp(\ln(M^{ij}))\varepsilon_{ij}$, em que ε_{ij} é uma variável aleatória não negativa. Considerando-se (6) e (7) e após algumas manipulações:

$$M_{ij} = \exp\left(\beta_0 + \beta_1 \ln(d_{ij}) + \beta_2 \ln(s_{ij}) + \beta_3 f_{ij} + \beta_4 \left(\frac{w^i}{w^j}\right) + \beta_5 \ln(N^i) + \beta_6 \ln(N^j) + r_{ij}\right) \varepsilon_{ij}, \quad (8)$$

em que $\beta_0 = \ln(1/N)$ e $\beta_6 > 0$ e são parâmetros e $r_{ij} = \ln\left(\left[\sum_j \left(\frac{\delta^{ij}}{w^j}\right)^{1-\theta} \left(\frac{N^j}{N}\right)\right]^{\frac{1}{\theta-1}} \left[\sum_i \left(\frac{\delta^{ij}}{w^i}\right)^{1-\theta} \left(\frac{L^i}{N}\right)\right]^{\frac{1}{\theta-1}}\right)^{1-\theta}$.

Cabe ressaltar que r_{ij} captura a influência de todas as alternativas de destino em termos de atratividade/obstáculos sobre a migração da região j para a região i em cada período, isto é, representa termos de resistência multilateral (TRM), que embora sejam não observados, podem ser inferidos (Anderson, 2011). Por outro lado, conforme observam Bertoli e Fernández-Huertas Moraga (2013), r_{ij} apresenta uma estrutura complexa de autocorrelação serial e espacial¹⁴ e correlaciona-se com

13. Observe-se que, se $\beta_3 < 0 \rightarrow \exp(\beta_3) < 1$, a migração entre estados vizinhos registra custo relativamente menor.

14. Bertoli e Fernández-Huertas Moraga (2013) adotam funções de geração de probabilidades Gumbel generalizadas e mostram suas relações com a estrutura de correlação em termos não observados na equação gravitacional.

as demais covariadas do modelo. Por exemplo, se por um lado o fluxo de migração oriundo da região j e dirigido para duas regiões distintas k e l pode ser afetado pela influência atrativa de outras regiões de destino potencial (r_{kj} correlacionado com r_{lj}), por outro, fluxos migratórios procedentes de duas regiões de origem j e h e direcionados para uma mesma região de destino k também são afetados pela resistência multilateral (r_{kj} e r_{kh} correlacionados). Ademais, a média de renda esperada da região i pode correlacionar-se com rendimentos de trabalho em outras regiões, sobretudo se essas regiões estiverem expostas à mesma estrutura de investimentos, infraestrutura, instituições, comércio e choques econômicos. Destarte, ignorar a influência das condições econômicas de outras regiões pode superestimar o efeito que a diferença de renda entre as regiões i e j tem sobre o fluxo migratório bilateral de j para i (Beine; Bertoli; Fernández-Huertas Moraga, 2014).

Outro aspecto que deve ser observado é que o modelo empírico (8) é não linear nos parâmetros e não pode ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Uma alternativa seria considerar uma transformação linear por logaritmos:

$$\ln(M_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(d_{ij}) + \beta_2 \ln(s_{ij}) + \beta_3 f_{ij} + \beta_4 \left(\frac{w^i}{w^j} \right) + \beta_5 \ln(N^i) + \beta_6 \ln(N^j) + r_{ij} + \ln(\varepsilon_{ij}). \quad (9)$$

No entanto, Santos Silva e Tenreyro (2006) argumentam que, sob heterocedasticidade, não se pode identificar ambas as equações, (8) e (9). A fonte desse problema é a desigualdade de *Jensen*, isto é, as esperanças condicionais são diferentes $E(\ln(\varepsilon_{ij}) | d_{ij}, s_{ij}, f_{ij}, \frac{w^i}{w^j}, N^i, N^j, r_{ij}) \neq E(\varepsilon_{ij} | d_{ij}, s_{ij}, f_{ij}, \frac{w^i}{w^j}, N^i, N^j, r_{ij})$.

3.2.2 Estimação

A estimação do modelo gravitacional na forma log-linear (9) envolve várias dificuldades. Primeiro, o problema da desigualdade de *Jensen*, presente nas versões (8) e (9) do modelo gravitacional, implica, em viés de parâmetros produzidos pela log-linearização de um modelo estruturalmente não linear nos parâmetros. Segundo, a não incorporação da estrutura de correlação entre fatores não observados resultante de resistência multilateral pode produzir parâmetros tendenciosos¹⁵.

Nesse trabalho, procura-se contornar a primeira questão a partir do uso de regressões *quantílicas*. Em estudo recente, Figueiredo, Lima e Schaur (2014) demonstram que tanto o modelo multiplicativo não linear (8), quanto a versão log-linear (9), podem ser identificadas a partir de *quantis*. Essa estratégia é assegurada

15. Conforme ressaltado por Bertoli e Fernández-Huertas Moraga (2013), o potencial problema de endogeneidade entre e as covariadas observadas no modelo gravitacional não pode ser contornado com o uso de variáveis instrumentais, uma vez que a estrutura de correlação entre fatores observados e não observados envolve mais de um regressor.

pela propriedade de equivariância nos *quantis* da distribuição da variável dependente do modelo diante das transformações monótonas da função de regressão. Então, ao contrário dos modelos fundamentados na média condicionada, a identificação dos *quantis* no modelo exponencial é equivalente à sua identificação no modelo log-linear e vice-versa.

No tocante ao problema de identificação gerado pela presença de TRM, procura-se controlar a variabilidade de fatores específicos às regiões de origem e de destino e variantes no tempo. Assim, conforme proposto por Ortega e Peri (2013), r_{ij} em (9) é aproximado por um conjunto de variáveis de controle para efeitos fixos nas seguintes dimensões: (a) variáveis binárias por local de origem do fluxo migratório D_i , (b) *dummies* por local de destino D_j , (c) *dummies* por ano de migração t , (d) variáveis binárias interadas entre local de origem-ano $D_i * t$ e (e) *dummies* interadas entre local de destino-ano $D_j * t$. Essa estrutura de controles permite a otimização de funções *quantílicas* em painéis de dados de curta dimensão temporal (inferiores a 15 períodos) sem incorrer em viés gerado por parâmetros incidentais¹⁶ (Figueiredo, Lima e Orefice, 2016).

Outro problema não menos relevante que aqueles referentes à identificação do modelo gravitacional (9) é a presença de grande quantidade de fluxos migratórios iguais a zero¹⁷ na maioria das bases de dados sobre movimentos populacionais (Ramos; Surinach, 2013; Figueiredo, Lima e Orefice, 2016). Para superar tal dificuldade, este estudo segue a estratégia de Figueiredo, Lima e Orefice (2016), que consideram a grande quantidade de fluxos migratórios iguais a zero como resultado de aproximações estatísticas. Por exemplo, se os dados são coletados em milhões, então será comum atribuir valor zero para todos os fluxos inferiores a 1¹⁸. Destarte, assumam-se que uma variável $z_{ij} = 0$ se $M_{ij} < 1$ e $Z_{ij} = M_{ij}$ se $M_{ij} \geq 1$. Logo, considerando-se o modelo log-linear (9), a definição anterior é equivalente a $\ln(z_{ij}) = \max(0, \ln(M_{ij}))$ ¹⁹. Quando $\ln(z_{ij})$ é igual a zero, então a observação original está sujeita a aproximações estatísticas, ou, $M_{ij} < 1$.

Desde que $\ln(z_{ij}) = \max(0, \ln(M_{ij}))$, a propriedade da equivariância nos *quantis* garante que $Q_\tau[\ln(z_{ij}) | X_{ij}] = \max(0, Q_\tau[\ln(M_{ij}) | X_{ij}]) = \max(0, X_{ij}\beta(\tau))$, em que Q_τ é o *quantil* τ da distribuição de fluxos bilaterais de migração; X_{ij} representa

16. Bertoli e Fernández-Huertias Moraga (2013) adotam o método de estimação para dados em painel com estrutura multifatorial de erros (*common correlated effects estimator* – CCE). Apesar de esse estimador apresentar uma estrutura mais rica para controle de efeitos fixos (*dummies* por par de origem/destino), seus resultados apenas são robustos em painéis de dados com grande dimensão temporal, isto é, ao menos quinze períodos.

17. Esse problema é discutido na literatura de comércio internacional desde o início da década de 1980. Veja, por exemplo, Head e Mayer (2014), seção 5.2.

18. Argumento similar pode ser encontrado em Lull (2013) e Ramos e Surinach (2013), os quais consideram que todos os fluxos migratórios são positivos, porém, alguns podem apresentar valores muito pequenos. Nesse caso, em populações finitas, as migrações iguais a zero podem ocorrer se a probabilidade de um fluxo bilateral entre dois estados for muito pequena.

19. Outros pontos de censura diferentes de $M_{ij} = 1$ podem ser adotados com $\ln z_{ij} = \max(0, \ln(M_{ij}) - \ln(c))$. Neste trabalho, assume-se $c = 1$.

a matriz de covariadas observadas e descritas na equação (9) e $\beta(\tau)$ é o vetor de parâmetros *location-scale*, isto é, as covariadas X_{ij} afetam não somente a localização da distribuição condicionada de $\ln(z_i)$, mas também a escala de sua dispersão²⁰. Portanto, será considerado o seguinte modelo de regressão *quantílica* censurada com controles para efeitos fixos variantes e invariantes no tempo (TRM):

$$Q_{\tau}[\ln(M_{ij}) | X_{ij}, D_b, D_j, t] = X_{ij}\beta(\tau) + \alpha_1' t + \alpha_2' D_i + \alpha_3' D_j + \alpha_4'(D_i * t) + \alpha_5'(D_j * t) \quad (10)$$

em que $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ e α_5 são vetores de parâmetros.

De acordo com Powell (1984, 1986), o método de regressão *quantílica* censurada fornece um caminho para inferir os modelos *Tobin-Amemiya* sem suposições relativas à distribuição do termo aleatório ou sobre uma possível forma funcional da heterocedasticidade. O estimador de *Powell* é definido a partir da maximização da função objetivo:

$$\begin{aligned} Ln(\beta) = - \sum_{i,j=1} \omega_{ij} \rho_{\tau} [\ln(M_{ij}) - \max(0, X_{ij}\beta(\tau) + \alpha_1' t + \alpha_2' D_i + \alpha_3' D_j \\ + \alpha_4'(D_i * t) + \alpha_5'(D_j * t))], \end{aligned} \quad (11)$$

em que ρ_{τ} representa a tradicional função perda da regressão *quantílica* e ω_{ij} é um ponderador. Chernozhukov e Hong (2003) demonstram que o estimador extremo representado por (11) possui uma série de problemas de otimização oriundos da sua não convexidade. Uma solução robusta para otimizar essa função também é fornecida por Chernozhukov e Hong (2003). Em suma, os autores demonstram que o método de *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC) pode ser aplicado a vários problemas de inferência estatística, inclusive aqueles que possuam funções objetivo pseudo-quadráticas²¹, conforme o caso em destaque.

Em linhas gerais, como mostrado em Figueiredo, Lima e Schaur (2014), o modelo *quantílico* censurado possui, ao menos, quatro vantagens: *i*) ele acomoda muitos dados de fluxos bilaterais iguais a zero; *ii*) os parâmetros estimados podem ser interpretados como elasticidades e, quando analisados ao longo dos *quantis* condicionados, revelam a heterogeneidade do impacto das covariadas sobre a variável dependente; *iii*) é robusto frente à heterocedasticidade; e *iv*) não necessita de hipóteses relacionadas à distribuição do erro aleatório.

20. Para detalhes, ver Koenker (2005).

21. Alternativamente, seria possível considerar o estimador de três estágios proposto por Chernozhukov e Hong (2002). Para detalhes sobre o método de estimação MCMC, vide Baker (2013).

3.3 Base de dados e seleção amostral

Os dados de migrações empregados neste estudo são oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) abrangendo o período de 2004 a 2009. A Pnad é uma pesquisa anual realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que engloba todas as unidades federativas brasileiras (incluindo o Distrito Federal) a partir de uma amostragem complexa²². Seus quesitos abrangem não apenas características pessoais e domiciliares dos entrevistados, como também migração, ocupação e rendimento. Não obstante, é preciso reconhecer que os dados das PNADs, assim como os dados dos censos demográficos brasileiros, registram maior precisão quando se pretende produzir estimativas de estoques de migrantes ou de taxas de migração por naturalidade ou data fixa.

No intuito de se obter uma estimativa razoável dos fluxos migratórios interestaduais (variável dependente no modelo empírico (9)), a estratégia adotada neste trabalho foi o cruzamento de informações sobre o estado de residência do indivíduo na data de entrevista, tempo de residência e estado de residência anterior. Primeiro, foram consideradas apenas pessoas entre 20 e 65 anos de idade, chefes de domicílio e que não frequentavam nenhum curso. Tal recorte teve o intuito de levar em conta apenas as pessoas que efetivamente teriam condições de decidir sobre a possibilidade de migração tendo em vista oportunidades de trabalho, excluindo-se, portanto, agregados e estudantes (Fiess; Verner, 2003). Em seguida, o migrante interestadual foi identificado como o indivíduo que residia há no máximo um ano no estado informado na data da entrevista, mas que anteriormente morava em outro estado. Por fim, para cada estado e período (2005 a 2009), foi contabilizado o total migrantes segundo a unidade federativa de residência anterior e o estado de residência na data da pesquisa, considerando a ponderação por pesos amostrais²³.

A tabela 2 registra as estatísticas descritivas das variáveis selecionadas para análise empírica. Os dados mostram que, de um total de 3.510 pares de fluxos migratórios de origem-destino identificados no período de 2005 a 2009 (702 pares por ano), 1.905 (54,3%) são fluxos zero. Em comparação com outros estudos internacionais, o percentual de fluxos de migração zero pode ser considerado relativamente baixo (Simpson; Sparber, 2012), porém, ainda pode significar uma fonte importante de viés para análises empíricas. Portanto, cabe ressaltar a importância do método de regressão

22. Apenas a partir de 2004, a Pnad passou a entrevistar moradores da zona rural na região Norte do Brasil. Destarte, para assegurar o maior número de informações possíveis na contagem dos fluxos migratórios interestaduais e comparações consistentes no tempo, este estudo desconsiderou as Pnads de 2001, 2002 e 2003 referentes à década de 2000.

23. Foram estimados fluxos anuais de migração interestadual para cada par de estado de origem (estado de residência anterior) e estado de destino (estado que o indivíduo residia há no máximo um ano da data da entrevista). Note-se que ao se controlar para um curto tempo de residência (até um ano), essa aproximação por fluxos tende a eliminar da amostra possíveis migrantes sobreviventes entre entrevistas de distintas Pnads. Destarte, para cada período de entrevista (2005, 2006, 2007, 2008 e 2009), contabilizaram-se distintas coortes correspondentes aos seguintes períodos de migração 2004-2005, 2005-2006, 2006-2007, 2007-2008 e 2008-2009. Os pesos amostrais foram recentemente atualizados pelo IBGE e consideram estimativas da população dos municípios, utilizando a tendência de crescimento entre 2000-2010.

quantilica censurada empregado neste trabalho, sobretudo, porque o mesmo permite obter estimativas robustas à presença de grande número de fluxos zero conforme já reportado.

Os fluxos de migração interestadual também foram contabilizados considerando duas faixas etárias, migrantes com idade entre 20 e 35 anos (jovens) e migrantes entre 36 e 65 anos (adultos) e três faixas de instrução, migrantes entre 0 e 4 anos de estudo, migrantes entre 5 e 10 anos e migrantes com 11 ou mais anos completos de estudo. Essa estratégia busca a realização de teses de robustez, uma vez que na literatura econômica sobre migrações a questão da autosseleção amostral dos migrantes é bem documentada (Borjas, 1987; Chiswick, 1999; Dos Santos Júnior; Menezes-Filho; Ferreira, 2005). A abordagem do capital humano considera a migração como uma forma de investimento em habilidades e conhecimentos (Schultz, 1961; Sjaastad, 1962). Assim, espera-se que pessoas mais jovens e mais escolarizadas sejam mais sensíveis às diferenças de oportunidades econômicas entre regiões, uma vez que podem antecipar o fluxo de retorno financeiro do investimento em migração e são mais predispostas ao risco.

TABELA 2
Estatísticas descritivas da amostra por pares de origem-destino

	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Fluxos migratórios bilaterais					
Total (amostra selecionada)*	1.605	1.741,73	2.759,85	74	30.621
Total (amostra selecionada)	3.510	796,43	2.057,86	0	30.621
De 20 a 35 anos de idade*	1.174	1.265,60	1.682,31	74	16.333
De 20 a 35 anos de idade	3.510	423,31	1.141,37	0	16.333
De 36 a 65 anos de idade*	1.141	1.147,81	1.551,52	79	15.205
De 36 a 65 anos de idade	3.510	373,12	1.034,98	0	15.205
De 0 a 4 anos de estudo*	767	1.061,70	1.292,17	112	11.345
De 0 a 4 anos de estudo	3.510	232,00	746,35	0	11.345
De 5 a 10 anos de estudo*	823	1.023,08	1.154,66	74	9.190
De 5 a 10 anos de estudo	3.510	239,88	707,28	0	9.190
11 ou mais anos de estudo*	1.135	1.003,66	1.344,18	79	13.440
11 ou mais anos de estudo	3.510	324,54	896,87	0	13.440
Covariadas					
População	3.510	6.954.787,00	8.201.516,00	395.180	41.742.009
Distância (Km)	3.510	1.545,31	777,15	80	3.730
Fronteira	3.510	0,1453	0,3525	0	1
Estoque de migrantes (fluxo bilateral) – 2004	3.510	40.960,79	145.452,30	0	2.048.417
Estoque de migrantes (demais fluxos) – 2004	3.510	1.024.020,00	1.002.157,00	15.302	4.065.888
Razão de salário esperado <i>j_i</i>	3.510	1,0600	0,2862	0,5221	3,0227

(Continua)

(Continuação)

	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Componentes de rendimentos esperados					
Rendimento do trabalho (R\$ de 2008)					
Dirigentes	3.510	1.684,37	293,93	1.068,97	2.533,29
Profissionais das ciências e das artes	3.510	1.319,52	233,76	801,88	2.139,50
Técnicos de nível médio	3.510	758,83	147,12	481,28	1.072,51
Trabalhadores de serviços administrativos	3.510	544,93	66,89	400,61	706,77
Trabalhadores dos serviços	3.510	347,24	62,48	208,10	483,96
Vendedores/prestadores de serviço/comércio	3.510	393,10	89,23	203,64	583,09
Trabalhadores agrícolas	3.510	174,61	70,61	56,91	423,02
Trab. da produção de bens e serviços	3.510	482,57	102,09	277,06	718,74
Membros das forças armadas e auxiliares	3.510	1.395,86	269,91	687,40	2.203,69
Proporção de trabalhadores					
Dirigentes	3.510	0,0454	0,0161	0,0170	0,0969
Profissionais das ciências e das artes	3.510	0,0581	0,0232	0,0253	0,1552
Técnicos de nível médio	3.510	0,0694	0,0154	0,0429	0,1227
Trabalhadores de serviços administrativos	3.510	0,0737	0,0218	0,0354	0,1477
Trabalhadores dos serviços	3.510	0,1936	0,0307	0,1243	0,2704
Vendedores/prestadores de serviço/comércio	3.510	0,1006	0,0178	0,0706	0,1610
Trabalhadores agrícolas	3.510	0,2384	0,1115	0,0071	0,5010
Trab. da produção de bens e serviços	3.510	0,2113	0,0407	0,1331	0,3002
Membros das forças armadas e auxiliares	3.510	0,0097	0,0072	0,0009	0,0386

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *Amostra não censurada (fluxos migratórios positivos). A variável rendimento do trabalho refere-se à remuneração do trabalho principal por grupo de ocupação (média por estado). Valores atualizados para preços constantes de 2008 pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

Entre os fluxos migratórios envolvendo pessoas mais jovens (20 a 35 anos de idade), 66,5% representam fluxos zero, contra 67,5% observado entre os adultos (pessoas entre 36 e 65 anos). Considerando os fluxos positivos (não censurados), os dados da tabela 2 mostram movimento médio anual de 1.266 jovens e de 1.148 adultos por pares de estados entre 2005-2009. Observando os dados de migrações por faixa de instrução, a maior presença de fluxos zero se acha entre os migrantes de baixa escolaridade 78,1% (de 0 a 4 anos de estudo), seguida por 76,5% entre os migrantes na faixa de 5 a 10 anos de estudo e 67,7% entre aqueles com onze ou mais anos completos de estudo. As médias de migrantes observados por pares de estado de origem e destino e, segundo a instrução, são bastante próximas, 1.062 migrantes entre 0 e 4 anos de estudo, 1.023 entre 5 e 10 anos e 1.004 com onze ou mais anos de estudo.

Outras variáveis foram coletadas e calculadas na tentativa de discriminar os fluxos populacionais entre os estados brasileiros com base na especificação do modelo empírico (9). A escolha destas também teve respaldo em outros estudos empíricos na literatura especializada (Clark; Hatton; Williamson, 2007; Lewer; Van den Berg, 2008; Mayda, 2010; Simpson; Sparber, 2012). O quadro 1 do apêndice, apresenta uma descrição detalhada das variáveis empregadas na análise empírica, assim como, o padrão esperado de correlação dos fluxos migratórios (variável dependente) com as covariadas selecionadas. Por outro lado, a tabela 2 também registra as estatísticas descritivas das referidas variáveis.

No conjunto de variáveis explicativas selecionadas, pode-se destacar, inicialmente, aquelas invariantes no tempo e que representam importantes forças de atrito relacionadas aos custos de migração (custo de viagens, custo de hospedagem, custo de aquisição de informações, custo de procura por trabalho):

- *distância entre capitais*. Trata-se da distância geodésica em quilômetros (considerando a curvatura da Terra) entre os pontos centrais das capitais dos estados de origem e de destino dos fluxos migratórios. Essa variável é tradicionalmente empregada em modelos gravitacionais como uma *proxy* para custos de transporte. Em estudos aplicados à migração do trabalho, geralmente representa custos observados: custos de viagens e/ou de acesso à informação e custos não observados: custos psicológicos por separação de entes familiares. Quanto maior a distância entre os locais, maior deve ser o custo de deslocamento, e, por conseguinte, menor o total de migrantes (Sjaastad, 1962; Sahota, 1968; Clark; Hatton; Williamson, 2007);
- *compartilhamento de fronteiras*. É uma variável binária que recebe o valor um, se o estado de origem e de destino de fluxos migratórios compartilham fronteiras, e zero, caso contrário. Essa variável é uma *proxy* para efeitos de vizinhança/proximidade e reforça o controle para custos associados às migrações a partir de uma métrica de compartilhamento de fronteiras. Em estados vizinhos, menor deve ser o custo de aquisição de informações sobre postos de trabalho, custos de aluguel e custos de viagens, por exemplo. Logo, espera-se que os movimentos populacionais sejam mais intensos entre regiões que compartilham fronteiras;
- *estoque de migrantes acumulados, segundo fluxos bilaterais*. É uma variável que considera o total de migrantes observados em 2004 na unidade federativa de destino dos fluxos migratórios contabilizados entre 2005-2009, mas que nasceram na unidade federativa de partida desses últimos fluxos. Essa variável é uma *proxy* para capturar efeitos de redes sociais na orientação dos fluxos de migração e redução de custos envolvidos

na mobilidade geográfica. Espera-se que a conexão entre o histórico de migração passada e os fluxos correntes por regiões possa favorecer o acesso à informação, suporte logístico e financeiro, facilitação de moradia e procura por emprego, estimulando os movimentos populacionais entre estados com maior presença de redes migratórias (Vogler; Rotte, 2000; Clark; Hatton; Williamson, 2007; Mayda, 2010);

- *estoque de migrantes acumulados segundo fluxos multilaterais*. No intuito de assegurar maior precisão na captura de efeitos de redes sociais, foi calculado o total de migrantes, observados em 2004, que nasceram na mesma unidade federativa de partida dos fluxos migratórios contabilizados entre 2005-2009, mas que se dirigiram a todos os estados potenciais de destino (exceto o estado de destino do fluxo bilateral). Essa variável procura controlar efeitos passados de tendências de emissão de migrantes para quaisquer lugares; característica que poderia mascarar possíveis efeitos de redes sociais caso fosse omitida da análise empírica.

Os dados da amostra selecionada na tabela 2 indicam que, em média, em 14,5% dos fluxos migratórios observados entre 2005-2009, os estados de origem e de destino compartilham fronteiras e registram uma distância de 1.545,3 quilômetros. Por outro lado, em média, cerca de 40.961 migrantes acumulados em 2004 estão associados às mesmas rotas bilaterais dos fluxos migratórios analisados entre 2005 e 2009, sendo que pouco mais de um milhão de migrantes nascidos na mesma unidade federativa de partida dos fluxos mais recentes, dirigiram-se para outros estados que não o estado de destino dos fluxos bilaterais.

Outras três covariadas foram selecionadas/construídas considerando um ano de defasagem em relação à contagem dos fluxos migratórios bilaterais²⁴. Elas buscam ponderar condições econômicas das unidades federativas de origem e de destino dos migrantes interestaduais:

- *população segundo o estado de partida*. Refere-se ao total da população residente no estado de moradia anterior dos migrantes interestaduais. Essa variável procura capturar a capacidade de emissão populacional e espera-se uma relação direta entre ela e o total de migrantes direcionados para outros estados;
- *população segundo o estado de residência*. É o total da população residente no estado de destino dos fluxos migratórios. Procura ponderar possíveis

24. Essa estratégia foi adotada na tentativa de minimizar possíveis problemas de causalidade reversa entre as covariadas em destaque e a variável dependente na análise empírica: fluxos de migração bilateral nos períodos de migração 2004-2005, 2005-2006, 2007-2008 e 2008-2009. Assim, adota-se o pressuposto de exogeneidade fraca com base em covariadas predeterminadas diante da observação dos fluxos migratórios.

efeitos de forças de aglomerações que podem atuar tanto na atração, como na dispersão de migrantes;

- *razão de renda esperada (renda relativa)*. Considerando a literatura econômica sobre migrações, essa é uma das principais variáveis determinantes da decisão de migrar (SJAASTAD, 1962; BORJAS, 1994). Conforme discuto na seção 3.1, a decisão individual de migrar envolve a comparação de rendimentos esperados do trabalho entre o lugar de residência e o local de destino. No entanto, esse diferencial é previamente condicionado a importantes determinantes salariais, isto é, as diferenças por ocupação/setor e a probabilidade de emprego. Neste trabalho, a referida variável foi calculada de forma a condicionar a diferença interestadual de renda aos hiatos observados por grupos ocupacionais e ao risco relativo de desemprego por ocupação. Apesar de Justo e Silveira Neto (2006) terem incorporado a variável renda esperada no estudo dos determinantes das migrações interestaduais no Brasil, o condicionamento das desigualdades de rendimentos e do risco de desemprego aos grupos de ocupação não têm sido uma estratégia comum na literatura especializada. De forma mais específica, neste estudo foram considerados nove grupos ocupacionais conforme categorias de trabalho principal na semana de referência elencadas pelo IBGE: *i)* dirigentes em geral; *ii)* profissionais das ciências e das artes; *iii)* técnicos de nível médio; *iv)* trabalhadores de serviços administrativos; *v)* trabalhadores dos serviços; *vi)* vendedores e prestadores de serviço do comércio; *vii)* trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção; e *viii)* membros das forças armadas e auxiliares²⁵. Após considerar a atualização das rendas individuais (rendimento do trabalho principal) para preços constantes de 2008²⁶, foi calculada a média estadual de rendimento do trabalho²⁷ e a proporção de trabalhadores por grupo ocupacional. Em seguida, computou-se a razão de renda esperada (rendimento médio do trabalho ponderado pela probabilidade de desemprego²⁸) segundo o estado de destino e de partida dos fluxos migratórios e por categoria de ocupação. A expressão

25. Foram desconsideradas pessoas com ocupações mal-definidas ou não declaradas.

26. Essa atualização foi feita com base no índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) do IBGE. Em razão da indisponibilidade de índices de custo de vida específicos a cada estado brasileiro, não foi realizado nenhum ajuste para diferenças regionais de custo de vida.

27. Antes do cálculo das médias de renda por estado e ocupação, foram desconsideradas pessoas com informações aberrantes (*outliers*). Os dados aberrantes foram identificados pela regra do *boxplot*, isto é, valores fora do intervalo $(q_1 - 1,5 [q_3 - q_1], q_3 + 1,5 [q_3 - q_1])$, em que q_1 representa o valor do primeiro quartil da distribuição de rendimentos entre indivíduos, q_3 é o terceiro quartil e $q_3 - q_1$ mensura a distância interquartilica.

28. Seguindo estratégia semelhante a de Justo e Silveira Neto (2006), a probabilidade de desemprego foi estimada por um menos a proporção de trabalhadores por categoria de ocupação.

a seguir resume o cálculo da razão de renda esperada entre o estado de destino e o estado de origem dos fluxos migratórios. Ela é uma média aritmética das razões de renda esperada por grupo de ocupação considerando cada par de estado de origem e de destino de migrantes interestaduais:

$$RRE_{ji} = \sum_{k=1}^9 \frac{\omega_{jk}(1 - p_{jk})}{\omega_{ik}(1 - p_{ik})}, \quad (12)$$

em que ω_{jk} é a média de rendimento do trabalho da ocupação k no estado de destino j ; ω_{ik} é a média de renda da ocupação k no estado de origem i ; p_{jk} e p_{ik} são as proporções de trabalhadores ocupados na categoria nos estados i e j .

A tabela 2 apresenta médias da população residente e das razões de renda esperada por pares de estado de origem e de destino dos fluxos migratórios interestaduais entre 2005-2009. Cada par de fluxo bilateral está associado a uma média de 6,9 milhões de habitantes por estados de origem e de destino. Em média, os estados de destino apresentaram um rendimento esperado do trabalho 0,6% superior às unidades federativas de origem dos migrantes, sugerindo que a decisão de migrar no Brasil parece ser consistente com a busca de melhores oportunidades de emprego e renda. Vale ainda observar que entre as ocupações consideradas no cálculo da razão esperada de renda entre estados, os dados mostram que apesar de os trabalhadores dirigentes, membros das forças armadas e profissionais das ciências e das artes, registrarem médias salariais bastante superiores àquelas observadas para as demais categorias ocupacionais, também apresentam menor probabilidade de ocupação. Os grupos de ocupação que envolvem atividades agrícolas, produção de bens e serviços, serviços e comércio são aquelas com maiores chances de emprego. No entanto, os trabalhadores agrícolas têm menor média salarial R\$ 174,6, contra R\$ 482,6 dos empregados na produção de bens e serviços.

A figura 2 apresenta gráficos de dispersão entre fluxos bilaterais de migração estadual de 2005-2009 e covariadas selecionadas. Em geral, os padrões de dispersão observados corroboram as expectativas teóricas iniciais. Observando-se as figuras 2A e 2B, por exemplo, parece haver uma associação direta entre os fluxos de migração e as populações dos estados de partida e de destino. Na figura 2C, os dados indicam uma relação inversa entre fluxos bilaterais e distâncias entre os estados de origem e de destino. Os dados da figura 2D não registram nenhum padrão regular de relação linear ou não linear que permita conjecturar sobre alguma associação prévia entre fluxos de migrantes e diferenças estaduais de renda. Contudo, é preciso reconhecer que os rendimentos médios de ocupações por estados são determinados por um conjunto de fatores que, em geral, não são diretamente observados e que, até esse

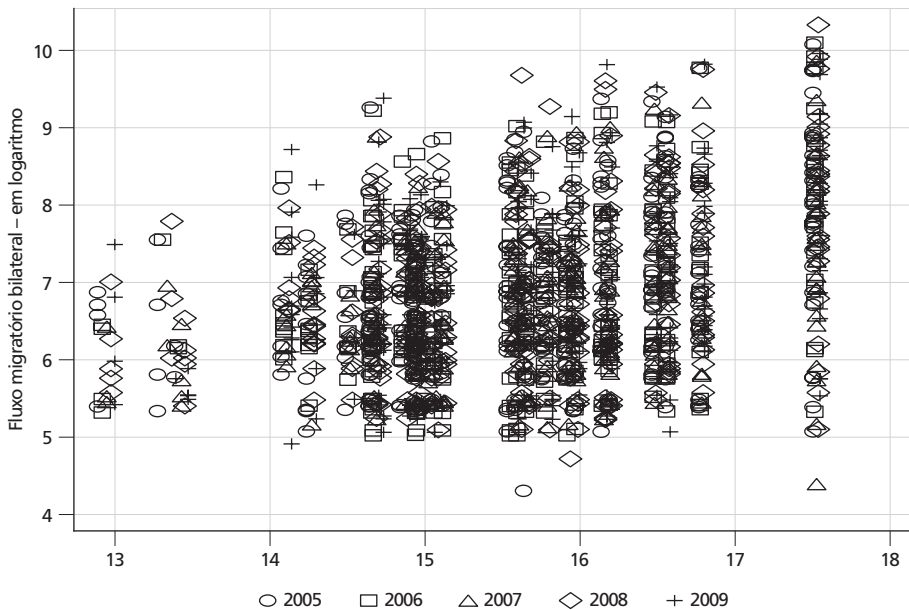
estágio, não foram ponderados na análise estatística. Já a figura 2E permite uma primeira exploração da relação entre fluxos migratórios interestaduais e estoque de migrantes acumulados até o ano de 2004 (período precedente aos dados de migração explorados neste estudo). Apesar de não se controlar a emissão total de migrantes de um determinado estado para todos os demais, os dados indicam uma relação direta entre os fluxos anuais de migração interestadual e o estoque inicial de migrantes acumulados. Ou seja, estados com residentes naturais de outras unidades federativas tendem a receber mais imigrantes partidos dessas últimas com o passar do tempo. Esse padrão é consistente com os efeitos esperados das redes sociais sobre o direcionamento dos migrantes e redução de custos envolvidos na arbitragem (Mckenzie; Rapoport, 2007; Yamauchi; Tanabe, 2008).

Na próxima seção, são apresentados os resultados econométricos deste trabalho, em que se estima a equação gravitacional (10) a partir de diferentes especificações e controles para efeitos fixos (termos de resistência multilateral). O intuito é verificar se as correlações discutidas nesta seção são válidas ou não enquanto evidências empíricas para o caso das migrações interestaduais no Brasil.

GRÁFICO 2

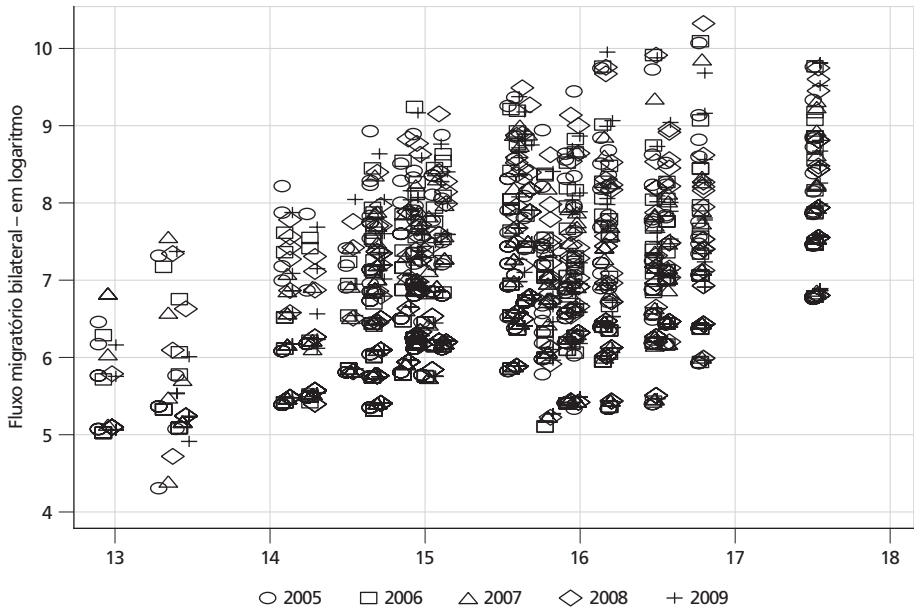
População do estado de origem (t-1) – em logaritmo

2A



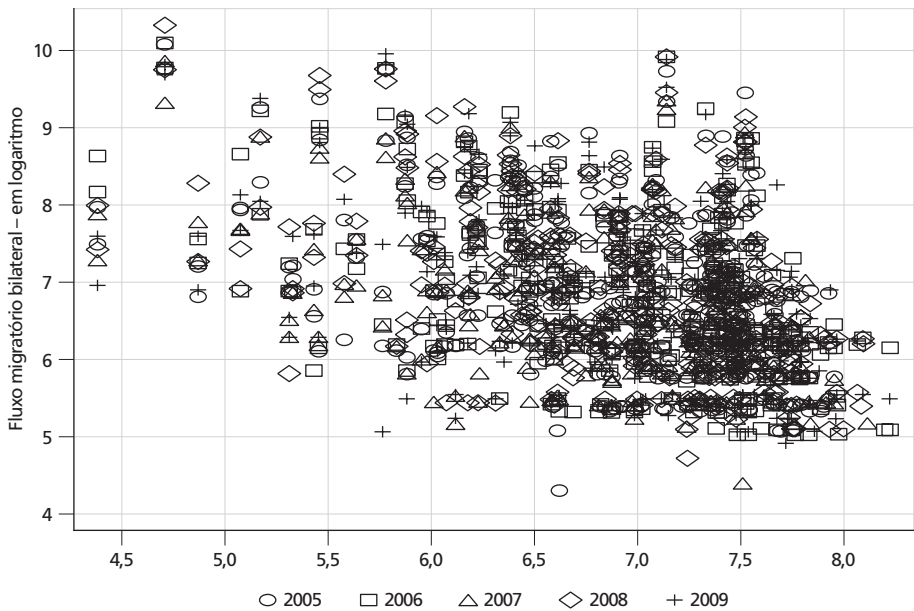
População do estado de destino (t-1) – em logaritmo

2B



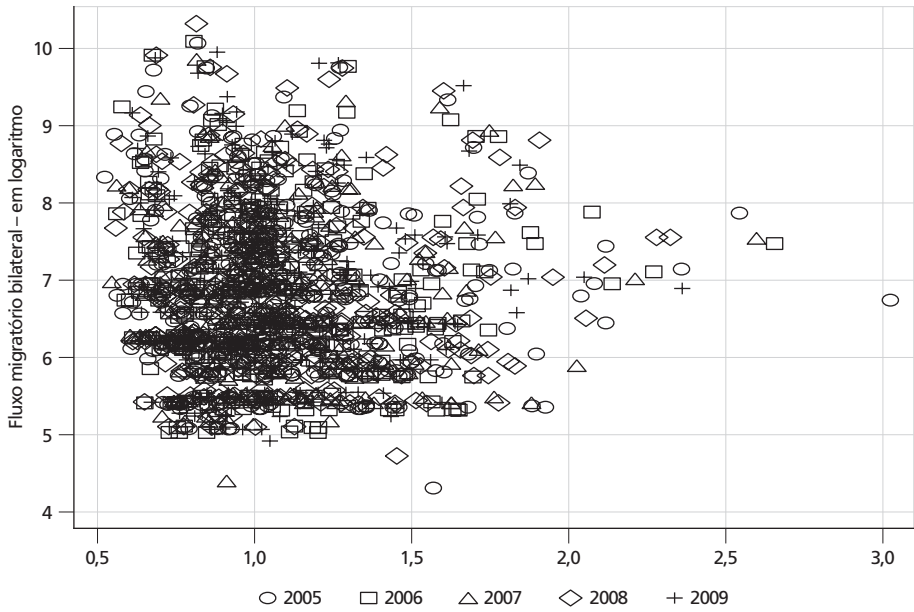
Distância entre estados de origem e destino – em logaritmo

2C



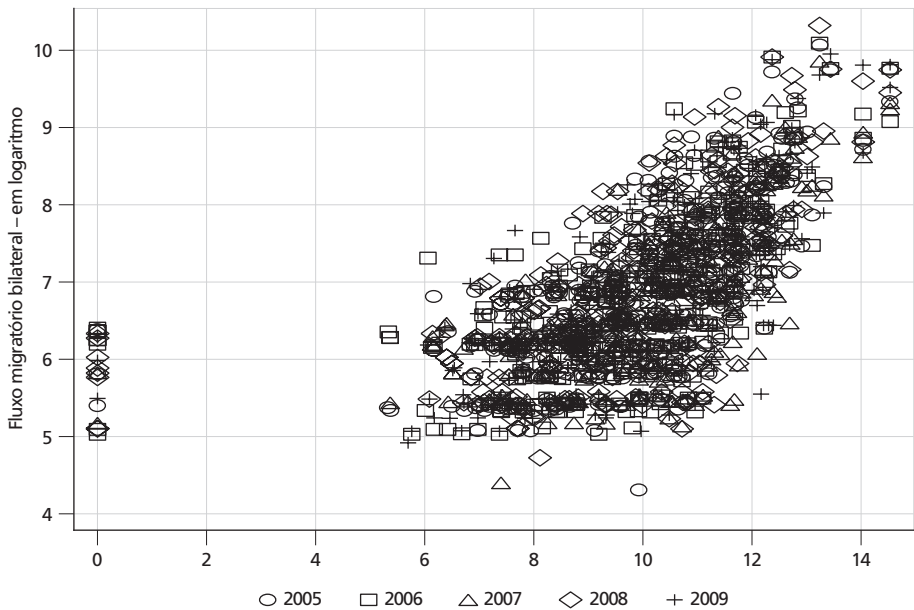
Razão de renda esperada entre estado de destino e estado de origem (t-1) – em logaritmo

2D



Estoque de migrantes no estado de destino nascidos no estado de origem – 2004 – em logaritmo

2E



4 RESULTADOS

4.1 Determinantes dos fluxos migratórios interestaduais

A tabela 3 registra evidências sobre os principais determinantes dos fluxos migratórios interestaduais no Brasil. São apresentados os coeficientes estimados a partir de regressões *quantílicas* censuradas (na mediana) para o modelo (9), considerando diferentes controles para efeitos fixos variantes e invariantes no tempo, respectivamente nas colunas 1, 2, 3, 4 e 5. A regressão presente na coluna 1 inclui apenas variáveis binárias para cada período do painel de dados (2005-2009). Na regressão da coluna 2, foram acrescentadas variáveis binárias para cada unidade federativa de origem dos fluxos migratórios. A regressão registrada na coluna 3 inclui *dummies* para os estados de destino, enquanto as regressões das colunas 4 e 5 foram adicionadas variáveis binárias de interação entre estado de origem e tempo e estado de destino e tempo, respectivamente. Conforme discutido por Ortega e Peri (2013) e Beine, Bertoli e Fernández-Huertas Moraga (2014), tais variáveis de controle buscam capturar efeitos de fatores específicos às regiões e variantes no tempo, os quais representam forças de atratividade/obstrução que várias localidades podem exercer sobre os fluxos bilaterais de migração (*proxies* para efeitos não observados de resistência multilateral).

Os dados da tabela 3 permitem observar que os coeficientes estimados são consoantes com a maioria das correlações entre variáveis selecionadas já apresentadas na seção anterior. Primeiro, um aumento da população do estado de origem tende a aumentar o fluxo de emigrantes para qualquer região de forma mais que proporcional. Por exemplo, um aumento de 1% da população residente em estado típico tende a elevar o total de emigrantes em cerca de 4,5% no próximo ano (coluna 5). Essa evidência é bastante regular, uma vez que o coeficiente de elasticidade da variável população do estado de origem mostrou-se estatisticamente significativo e com sinal positivo em todas as regressões em destaque.

A relação entre fluxos migratórios bilaterais e população dos estados de destino apenas revela-se positiva quando se controlam características não observadas por local de partida (coluna 2). No entanto, nas regressões apresentadas nas colunas 3 e 4, há variáveis binárias por estado de destino e de interação entre estado de origem e ano. Nesses casos, a associação entre fluxos de migração e população do local de destino torna-se inversa, indicando que um incremento de 1% da população de um estado típico de destino pode reduzir o total de imigrantes oriundos de quaisquer estados em cerca de 0,8% no período seguinte (coluna 4). Vale ainda observar que essa relação não é estatisticamente significativa quando se considera um controle mais amplo para possíveis efeitos de resistência multilateral (coluna 5).

As evidências sobre a associação dos fluxos migratórios com as distâncias estaduais no Brasil mostram-se bem sugestivas e estão em linha com os achados de estudos anteriores (Sahota, 1968). Em todas as regressões registradas na tabela 3, o coeficiente de elasticidade da variável distância apresenta sinal negativo. Após aumentar o leque de variáveis binárias de controle, observa-se um aumento em valor absoluto do referido coeficiente. Por exemplo, um aumento de 10% na distância entre duas capitais estaduais pode diminuir o fluxo de migrantes entre os mesmos estados em cerca de 12,1%. Ou seja, considerando dados observados de fluxos migratórios e de distâncias na mediana de suas distribuições, cerca de 114 quilômetros a mais de distância entre dois estados pode resultar em 99 migrantes/ano a menos no fluxo de migração bilateral.

A despeito de a distância bilateral ser uma *proxy* bastante usada para custos de transporte, os possíveis efeitos dos diversos custos associados à migração também podem ser ponderados com base em outra métrica de proximidade, como é o caso do compartilhamento de fronteiras (efeito vizinhança). Os resultados deste estudo corroboram aqueles obtidos por Justo e Silveira Neto (2006) ao mostrarem que estados com fronteiras em comum apresentam maiores fluxos bilaterais de migrantes. Os dados da tabela 3 revelam que em todas as regressões o coeficiente da variável fronteira mostra-se positivo. Considerando a regressão da coluna 5, que inclui maior controle para fatores não observados aos estados, percebe-se que entre estados vizinhos o fluxo bilateral de migração é cerca de cinco vezes maior²⁹ que aqueles observados entre unidades federativas sem compartilhamento de fronteiras. Ou seja, na mediana, pode-se estimar que estados vizinhos têm fluxos bilaterais/anuais com cerca de 4.279 migrantes a mais, relativamente às unidades federativas não vizinhas.

TABELA 3

**Regressões *quantílicas* censuradas (equações gravitacionais estimadas na mediana):
variável dependente – fluxo de migração interestadual entre estados de origem e destino
(Em logaritmo)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log(população) <i>i</i> (t-1)	1,5887*** (0,1641)	4,7772*** (0,1148)	3,5583*** (0,0966)	4,8350*** (0,0655)	4,5387*** (0,0789)
Log(população) <i>j</i> (t-1)	0,1123 (0,1254)	0,2601** (0,1320)	-1,3463*** (0,1681)	-0,8799*** (0,0832)	-0,1164 (0,0928)
Log(distância) <i>ij</i>	-0,9912*** (0,2088)	-0,9556*** (0,1267)	-1,1877*** (0,1144)	-1,0293*** (0,1036)	-1,2121*** (0,1210)

(Continua)

29. Considerar o cálculo do coeficiente de elasticidade por exponencial natural $(1, 8264) - 1$ na forma log-linear do modelo de regressão.

(Continuação)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Fronteira ij	1,2159** (0,5305)	1,4097*** (0,1526)	1,3331*** (0,1458)	1,6696*** (0,1513)	1,8264*** (0,1062)
Renda relativa ji (t-1)	0,5437*** (0,2016)	0,4004*** (0,1521)	3,5882*** (0,1000)	4,4476*** (0,0742)	6,2554*** (0,0593)
Log(migrantes) ij 2004	1,2743*** (0,2376)	1,0293*** (0,2575)	0,8681*** (0,1831)	0,8736*** (0,1155)	0,8125*** (0,1833)
Log(migrantes) ik 2004	-1,0913*** (0,0825)	-3,3860*** (0,0840)	-4,3741*** (0,0433)	-4,2442*** (0,0409)	-3,8795*** (0,0354)
Intercepto	-13,7358*** (0,3073)	-31,4545*** (0,0740)	20,7731*** (0,0479)	-7,3700*** (0,0397)	-18,7154*** (0,0622)
Observações	3.510	3.510	3.510	3.510	3.510
Efeitos fixos					
Ano	sim	sim	sim	sim	sim
UF de origem	não	sim	sim	sim	sim
UF de destino	não	não	sim	sim	sim
UF de origem/ano	não	não	não	sim	sim
UF de destino/ano	não	não	não	não	sim

Fonte: Elaboração própria.

Notas: i – indexa o estado de partida do fluxo migratório; j indexa o estado de destino dos migrantes; k indexa todos os estados de destino, exceto j ; $t-1$ indica que a variável refere-se ao período anterior à contagem dos fluxos migratórios. *** Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%. * Estatisticamente significativo a 10%. Erros-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. Resultados estimados a partir do algoritmo MCMC desenvolvido por Baker (2013).

Os resultados econométricos também mostram a importância das diferenças estaduais de renda condicionadas a diferentes ocupações e riscos de desemprego. Essas dimensões são incorporadas na variável razão de renda esperada, que, conforme discutido na seção 3.3, é uma média das razões de renda esperadas (rendimento do trabalho principal ponderado pelo risco de desemprego) por ocupação entre os estados de partida e de destino dos fluxos migratórios anuais. É possível observar que em todas as regressões constantes em análise o coeficiente associado à variável renda relativa é positivo e estatisticamente significativo. Tal evidência indica que na mediana os fluxos migratórios interestaduais no Brasil são dirigidos para estados onde a diferença de renda e o risco de desemprego por ocupação são relativamente menores. As alterações na magnitude do coeficiente da variável renda relativa, a partir da inclusão de controles mais amplos para efeitos fixos, revela a importância de se incorporar os efeitos de atratividade de outros estados sobre a migração bilateral (resistência multilateral), sob pena de forte viés nas estimativas. Por exemplo, enquanto na regressão da coluna 1, que ignora a correlação da renda esperada com fatores não observados por estados, o efeito de uma diferença de um aumento de 10% na razão de renda entre duas unidades federativas pode gerar uma elevação de 5% no fluxo bilateral de migração do ano posterior, na regressão da coluna 5,

que inclui termos de controle para resistência multilateral, esse efeito é de 63% na mediana, ou o equivalente a um incremento 517 migrantes por fluxo bilateral/ano, contra um aumento de apenas 41 na primeira estimativa³⁰. Em linhas gerais, essas evidências corroboram aquelas encontradas por Justo e Silveira Neto (2006).

A presença de muitas pessoas em um estado de residência de migrantes recentes e que no passado emigraram dos mesmos estados desses últimos parece formar conexões importantes para acesso à informação, apoio financeiro, apoio na procura por postos de trabalho, compartilhamento de moradia etc., que, em geral, podem direcionar as migrações interestaduais a partir da redução de custos de migração. Os achados econométricos presentes na tabela 3 indicam que as redes sociais podem desempenhar um papel relevante na determinação da mobilidade geográfica do trabalho no Brasil. Mesmo controlando o estoque de imigrantes de cada estado a partir de pessoas nascidas em um mesmo estado i (pessoas que nasceram em i , mas que em 2004 estavam em qualquer estado exceto j), a relação entre fluxo bilateral/ano de migrantes (pessoas que partiram do estado i para o estado j entre 2005 e 2009) e o estoque de migrantes acumulados nascidos no mesmo estado de partida dos migrantes recentes (pessoas que nasceram no estado i e que em 2004 estavam em j) é direta em todas as regressões. Vale observar que o coeficiente de elasticidade da variável de migração acumulada de i para j em 2004 é sobrestimado nas regressões que não incluem controles para resistência multilateral. Os resultados da regressão presente na coluna 5 com controles para efeitos fixos, por exemplo, sugerem que um incremento de 10% no total de migrantes acumulados no estado j , que nasceram em i , eleva o fluxo bilateral corrente em cerca de 8,1% na mediana. Ou seja, estima-se que para uma rede com cerca de 2.441 migrantes acumulados a mais, pode haver um aumento de 66 migrantes por fluxo de bilateral anual.

É importante ressaltar que os resultados discutidos até esse estágio também podem ser comparados com regressões feitas por MQO e presentes na tabela A.1 do apêndice. Apesar de os sinais dos coeficientes estimados não serem diferentes daqueles já apresentados, notam-se diferenças consideráveis nas magnitudes dos parâmetros quando comparados àqueles constantes na tabela 3. Com efeito, as estimativas por MQO são tendenciosas em razão da grande presença de fluxos zero e da log-linearização do modelo gravitacional (problema de identificação). Ademais, as regressões constantes nas tabelas A.2 e A.3 do apêndice mostram como os coeficientes estimados comportam-se frente a diferentes especificações da equação gravitacional, método de estimação e controles para efeitos fixos. Em linhas gerais, há diferenças na magnitude dos coeficientes à medida que se aumenta o número de covariadas no modelo gravitacional. Conforme os dados da tabela A.2, mesmo sem controlar efeitos fixos, quando se considera o estoque de migrantes acumulados em 2004 (colunas 5-8), a magnitude dos coeficientes associados às

30. Em ambos os casos, considere o coeficiente de elasticidade calculado por βx_m , onde β é o coeficiente estimado e x_m o valor da variável na mediana. No presente caso, a mediana é 821 migrantes.

demais variáveis *proxies* para custos de migração (distância e compartilhamento de fronteiras) diminui em termos absolutos. O coeficiente da variável renda relativa não apresenta um padrão de sinal e nem regularidade estatística ao longo das diferentes especificações na tabela em foco. No entanto, ao se incorporar variáveis binárias para controle da atratividade não observada de todas as unidades federativas (ver tabela A.3), o coeficiente da última variável registra sinal positivo e significância estatística sob várias especificações do modelo de regressão³¹.

A figura 3 resume resultados obtidos com base em várias regressões, considerando diferentes *quantis* da distribuição dos fluxos de migrantes interestaduais e o mesmo conjunto de covariadas e controles para efeitos fixos presentes na coluna 5 da tabela 3. Ou seja, esses resultados permitem avaliar as correlações já discutidas não apenas na mediana da distribuição das migrações, mas ao longo de toda a distribuição.

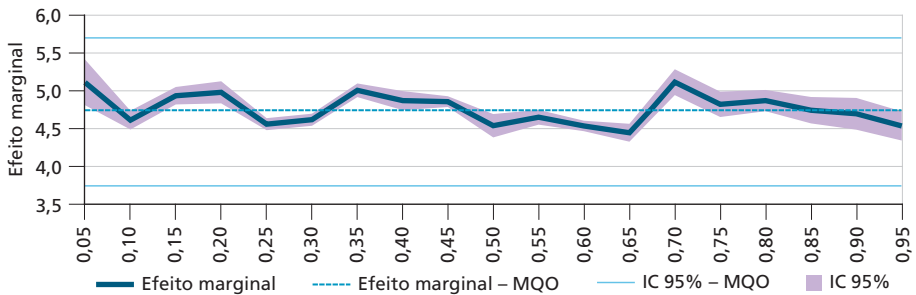
Os resultados mostram que os efeitos marginais/elasticidades têm sinais regulares ao longo de vários *quantis* da distribuição dos fluxos bilaterais de migração, sugerindo que, em geral, as correlações estimadas para a mediana, permanecem válidas em partes extremas da distribuição de migrantes. Por outro lado, é possível constatar algumas diferenças de magnitude dos efeitos marginais em partes extremas da distribuição em destaque. Por exemplo, na figura 3B, a relação entre a população do estado de destino e os fluxos de migrantes é negativa em torno da mediana e, sobretudo, quando se consideram estados que emitem poucos migrantes (*quantis* inferiores). Destarte, o aumento da população de um estado típico de destino tende a diminuir a absorção de imigrantes oriundos de quaisquer outros estados. Acima do *quantil* 0,8, isto é, levando em conta estados com grandes emissões de migrantes, não se pode inferir uma relação positiva em virtude da maior imprecisão no intervalo de confiança.

A relação entre distâncias estaduais e migrações permanece inversa em várias partes da distribuição de fluxos bilaterais de migração (figura 3C). Também percebe-se que a estimativa do coeficiente de elasticidade da variável distância é superestimada pelo método de MQO. Apenas no *quantil* 0,95 verifica-se um efeito marginal menor em termos absolutos, o que provavelmente pode relacionar-se com efeitos de formação de novas redes/fluxo de informações entre estados com elevados fluxos de migrantes. Por sua vez, no tocante ao efeito de vizinhança entre estados, as estimativas para os *quantis* inferiores e ligeiramente superiores à mediana (0,55 a 0,80) revelaram-se menores que aquela obtida por MQO (Figura 3D). No geral, estados que compartilham fronteiras têm fluxos migratórios maiores que aqueles não vizinhos.

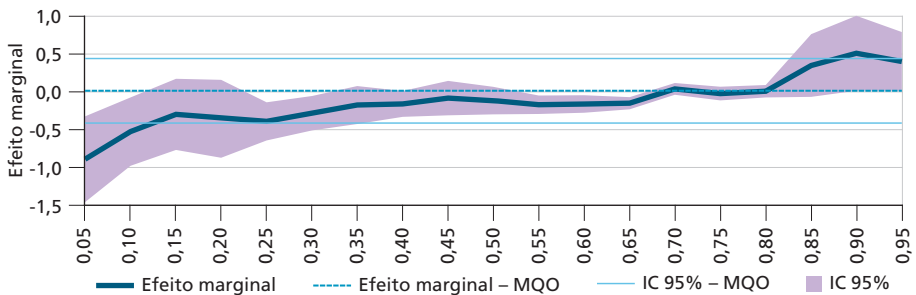
31. Vale ressaltar que outras especificações foram testadas, incluindo taxas de ocupação por setor, razão de renda esperada por ocupação, taxas de homicídios, taxas de desocupação e variáveis climáticas. Devido à pouca variabilidade de muitas dessas variáveis (pouca discriminação dos fluxos de migração) e problemas de multicolinearidade com variáveis teoricamente mais relevantes, os resultados não se mostraram satisfatórios. Portanto, para evitar problemas de precisão na análise dos coeficientes de elasticidades, optou-se por uma especificação parcimoniosa e em linha com estudos recentes na literatura internacional (Mayda, 2010; Ortega, Peri, 2013).

Não obstante a grande amplitude do intervalo de confiança, as estimativas do coeficiente de elasticidade da variável estoque de migrantes acumulados em 2004 por *quantis* são positivas e superam aquela produzida pelo modelo gravitacional estimado por MQO (figura 3F). Os resultados sugerem que os possíveis efeitos de redes sociais ou de lugares parecem ser mais expressivos entre estados com baixos fluxos anuais de migração (*quantis* inferiores) ou próximos à mediana dos fluxos. Entre estados com grandes fluxos bilaterais por ano, o estoque de migrantes acumulados no passado pode favorecer as migrações correntes, mais em menor magnitude.

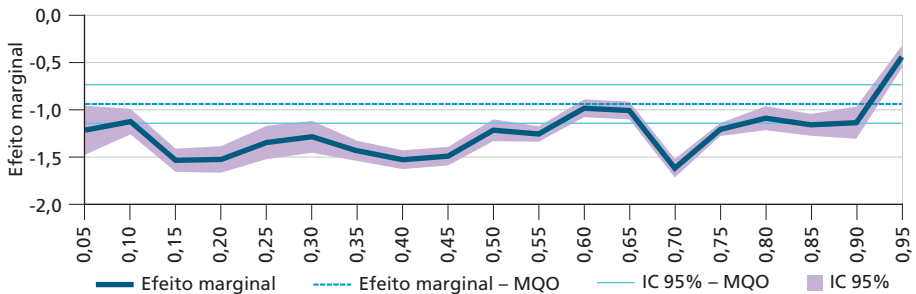
GRÁFICO 3
Quantil da distribuição de fluxos migratórios
 3A – População do estado de origem
 (Em logaritmo)

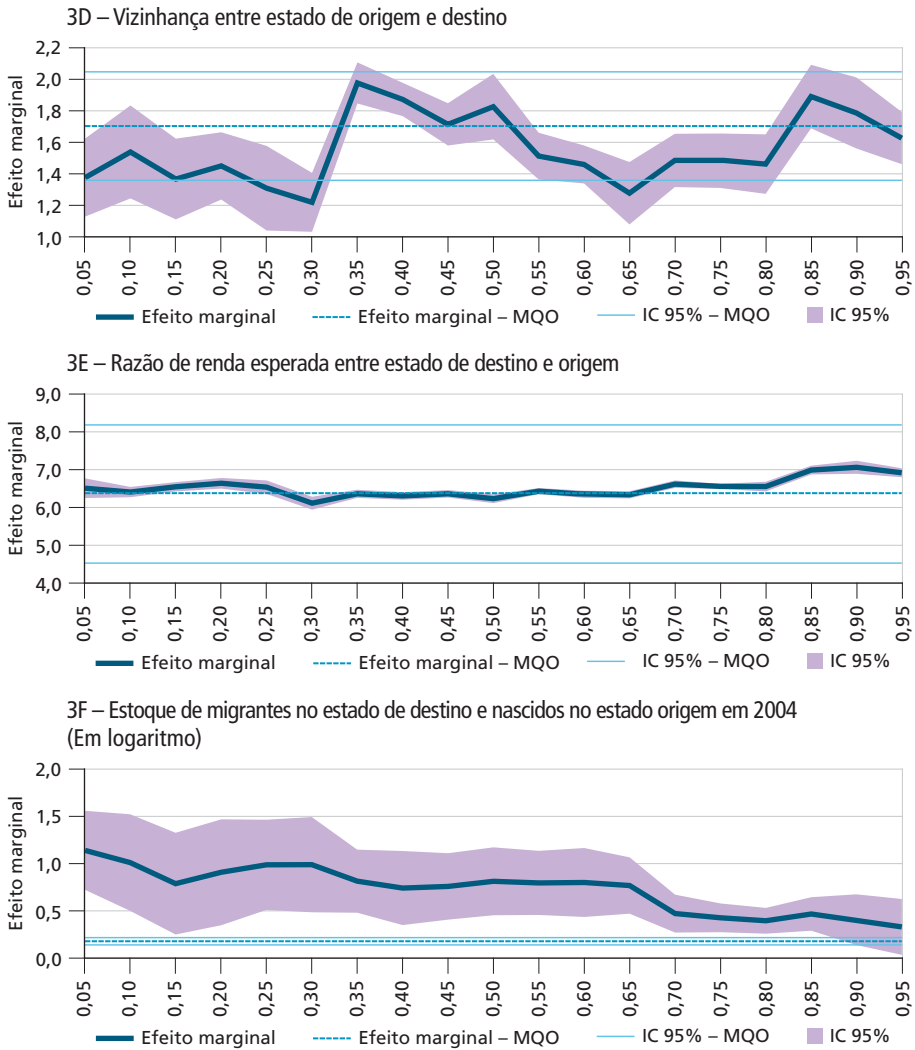


3B – População do estado de destino
 (Em logaritmo)



3C – Distância entre estado de origem e destino
 (Em logaritmo)





As estimativas mais regulares ao longo dos *quantis* foram aquelas obtidas para os coeficientes das variáveis população do estado de origem e renda relativa, respectivamente, nas figuras 3A e 3E. No primeiro caso, os resultados indicam que estados com maior população tendem a emitir mais trabalhadores para outras unidades federativas, a despeito do volume dos fluxos bilaterais de migração. Ainda de acordo com os resultados, as diferenças interestaduais de rendimento esperado por ocupação estão diretamente relacionadas com as migrações internas no Brasil. Essa evidência é robusta em toda a distribuição dos fluxos bilaterais de migração e consistente com a expectativa teórica.

4.2 Seletividade e Robustez

No Brasil, há evidências de que os migrantes interestaduais são trabalhadores positivamente selecionados, isto é, são pessoas diferenciadas em termos de maior predisposição ao risco, maior perseverança, empreendedorismo e entusiasmo (características produtivas não observadas), quando comparados aos não migrantes (Dos Santos Júnior; Menezes-Filho; Ferreira, 2005; Queiroz; Ramalho, 2011; Freguglia; Gonçalves; Silva Ribeiro, 2014). Essas evidências estão em linha com a abordagem teórica do capital humano e com vários estudos internacionais (Borjas, 1987; Chiswick, 1999), que associa tais atributos produtivos a trabalhadores mais jovens e/ou mais instruídos (Sjaastad, 1962).

Seguindo a intuição de Sahota (1968), nessa subseção procura-se verificar se os achados reportados são robustos diante de grupos de migrantes por faixa etária e escolaridade. Para tanto, a tabela 4 registra regressões *quantílicas* para o modelo gravitacional (9) em que a variável dependente (fluxos bilaterais de migração) foi computada considerando diferentes faixas etárias e faixas de instrução. Nas regressões apresentadas nas colunas 1 e 2, os fluxos bilaterais de migração foram calculados considerando trabalhadores entre 20 e 35 anos de idade (jovens) e entre 36 e 65 anos (adultos), respectivamente. Nas colunas 3, 4 e 5, encontram-se os resultados de regressões para migrantes em três faixas de escolaridade, na seguinte sequência: *i*) trabalhadores de 0 a 4 anos completos de estudo; *ii*) trabalhadores de 5 a 10 anos completos de estudo e *iii*) trabalhadores com onze ou mais anos de escolaridade³².

Os resultados mostram diferenças sugestivas entre os coeficientes estimados por grupos de idade e de instrução, indicando que evidências mais críveis sobre os determinantes dos movimentos migratórios devem considerar efeitos de seletividade (não aleatoriedade amostral). Por outro lado, a despeito das diferenças de magnitude imputadas à seletividade dos migrantes interestaduais, os resultados revelam que os sinais dos coeficientes estimados são, em geral, consistentes com aqueles obtidos para a amostra geral de fluxos migratórios.

Em conformidade com a teoria do capital humano, os dados da tabela em destaque apontam que os migrantes jovens são mais sensíveis às diferenças interestaduais de renda por ocupação. Ao se cotejar as regressões das colunas 1 e 2, observa-se que o coeficiente da variável renda relativa para o grupo de migrantes entre 20 e 35 anos de idade é mais que o dobro daquele estimado para os migrantes adultos. Ademais, os migrantes jovens parecem responder com maior intensidade

32. Essa é uma estratégia parcimoniosa, uma vez que o controle dos fluxos migratórios por seleção em variáveis observadas (idade e instrução) pode ser uma condição necessária, mas não suficiente para controlar a heterogeneidade não observada dos migrantes. O método mais apropriado para tratar essa questão seria o uso de instrumentais à la Heckman (1979), considerando um modelo estrutural de determinação conjunta da probabilidade de ocorrência de fluxos migratórios (inclusive fluxos zero) e dos volumes de migração. No entanto, vale observar que tal procedimento torna-se inviável na maior parte dos casos, haja vista a dificuldade de se achar uma variável de exclusão ("instrumento") que determine a ocorrência de fluxos de migração, mas não determine o volume desses fluxos.

ao crescimento do número de migrantes acumulados, ao aumento da população do estado de origem e à proximidade (vizinhança), quando comparados aos migrantes adultos.

TABELA 4

Regressões *quantílicas* censuradas (equações gravitacionais estimadas na mediana): variável dependente – fluxo de migração interestadual entre estados de origem e destino por faixa etária e faixa de instrução
(Em logaritmo)

	(1) Idade: 20 a 35	(2) Idade: 36 a 65	(3) Instrução: 0 a 4	(4) Instrução: 5 a 10	(5) Instrução: 11 anos+
Log(população) <i>i</i> (t-1)	5,2441*** (0,0522)	4,6423*** (0,0528)	6,3015*** (0,0625)	5,7373*** (0,0470)	4,4006*** (0,0534)
Log(população) <i>j</i> (t-1)	-0,1286 (0,1392)	-0,3052** (0,1345)	-0,9845*** (0,2041)	-0,8373*** (0,2080)	0,4132*** (0,1098)
Log(distância) <i>ij</i>	-1,2206*** (0,1188)	-1,2379*** (0,1123)	-0,9098*** (0,1203)	-0,8968*** (0,1227)	-1,3957*** (0,1268)
Fronteira <i>ij</i>	2,3006*** (0,0806)	2,0067*** (0,0543)	2,2250*** (0,1284)	2,1841*** (0,1226)	1,5854*** (0,0649)
Renda relativa <i>ji</i> (t-1)	6,9206*** (0,0568)	3,3447*** (0,0616)	6,5001*** (0,0867)	6,1995*** (0,0731)	0,9711*** (0,0855)
Log(migrantes) <i>ij</i> 2004	0,8600*** (0,2681)	0,7965*** (0,2458)	0,8395** (0,3309)	0,8203** (0,3256)	0,6960*** (0,2077)
Log(migrantes) <i>ik</i> 2004	-4,5348*** (0,0603)	-4,0206*** (0,0436)	-6,2676*** (0,0364)	-5,3420*** (0,0501)	-3,7932*** (0,0685)
Intercepto	-23,5517*** (0,0455)	-13,9258*** (0,0466)	-8,0747*** (0,0620)	-12,3156*** (0,0506)	-20,3705*** (0,0550)
Observações	3.510	3.510	3.510	3.510	3.510
Efeitos fixos					
Ano	sim	sim	sim	sim	sim
UF de origem	sim	sim	sim	sim	sim
UF de destino	sim	sim	sim	sim	sim
UF de origem/ano	sim	sim	sim	sim	sim
UF de destino/ano	sim	sim	sim	sim	sim

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *i* – indexa o estado de partida do fluxo migratório; *j* indexa o estado de destino dos migrantes; *k* indexa todos os estados de destino, exceto *j*; *t-1* indica que a variável refere-se ao período anterior à contagem dos fluxos migratórios. *** Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%. * Estatisticamente significativo a 10%. Erros-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. Resultados estimados a partir do algoritmo MCMC desenvolvido por Baker (2013).

Ao se comparar as regressões feitas para grupos de migrantes por faixa de instrução (colunas 3, 4 e 5), pode-se verificar que quanto maior a população do estado de partida, maior tende a ser a emigração no ano posterior, sobretudo, a emigração de trabalhadores de baixa escolaridade. O efeito da população do estado de destino é assimétrico. Para os migrantes de 0 a 4 anos de estudo e de 5 a 10 anos, o aumento da população reduz a absorção de migrantes procedentes de qualquer estado no período posterior. No entanto, para migrantes mais instruídos (11 anos de estudo ou mais) essa correlação é direta. Tal evidência sugere que estados com maior população/aglomeração podem produzir externalidades positivas (maior acesso à cultura, serviços, diversificação de consumo e de oportunidades de trabalho) para trabalhadores mais qualificados.

O coeficiente de elasticidade da variável distância bilateral indica que os migrantes com maior instrução parecem ser mais sensíveis às distâncias bilaterais quando da tomada de decisão de migrar em relação aos migrantes com menor escolaridade. Uma provável explicação para tal achado é que as pessoas mais instruídas podem ter maior discernimento sobre vários custos associados à mobilidade geográfica, especialmente, custos monetários de viagens diretamente afetados pela distância entre os locais de origem e destino. Também se observa que estados vizinhos apresentam maior fluxo bilateral de migração em relação aos não vizinhos, independente da faixa etária ou de instrução dos migrantes. Cabe notar que entre os migrantes de baixa instrução (de 0 a 4 anos de escolaridade), o efeito vizinhança é relativamente mais forte de acordo com migrantes com maior instrução. Esse resultado pode relacionar-se com a maior facilidade de se detectar custos de transporte e/ou de acesso a informações sobre postos de trabalho entre estados que compartilham fronteiras.

A hipótese de que os migrantes mais instruídos conseguem assimilar melhor os custos relacionados à migração pode ser reforçada com as evidências sobre a elasticidade dos fluxos migratórios interestaduais relacionados ao estoque acumulado de migrantes. Os resultados mostram que, mesmo controlando a emissão passada de migrantes do estado de partida para quaisquer outros estados, há uma relação direta entre os movimentos de migração bilateral e o estoque de migrantes acumulados. Em particular, o coeficiente de elasticidade da variável migrantes acumulado em 2004 no estado que nasceram no estado é relativamente menor quando se consideram fluxos de migrantes com onze ou mais anos de estudo (coluna 5). Ou seja, as conexões geradas por redes sociais parecem ter menor efeito entre os trabalhadores mais escolarizados, possivelmente em razão desses últimos absorverem melhor vários custos associados à migração (custos de moradia, procura por trabalho, busca de informações etc.).

O processo de seleção dos migrantes interestaduais por instrução também produz diferenças importantes na resposta dos fluxos migratórios ao hiato de rendimento esperado por ocupação. Conforme resultados apresentados na tabela 4, o coeficiente da variável renda relativa é bem menor para migrantes com onze ou mais anos de estudo comparado às estimativas para os demais grupos. Tal achado favorece a hipótese de maior importância de diferenças de amenidades naturais e/ou sociais³³ na função de bem-estar dos trabalhadores mais instruídos, uma vez controlados efeitos fixos por estados de partida e de destino.

Para fins comparativos, os modelos de regressão constantes na tabela 4 também foram estimados por MQO e se acham na tabela A.4 do apêndice. Em linhas gerais, os resultados mostram que, mesmo ponderando efeitos de seletividade dos fluxos migratórios, as estimativas por MQO produzem vieses relevantes em relação ao grande número de fluxos zero e à identificação log-linear do modelo gravitacional. Há diferenças relevantes de magnitude entre os coeficientes estimados na tabela 4 por regressão *quantílica* (mediana) e aqueles obtidos por MQO (tabela A.4), sobretudo no tocante às covariadas de distância, compartilhamento de fronteira e migrantes acumulados.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve por objetivo investigar os principais determinantes dos fluxos migratórios interestaduais no Brasil durante a década de 2000. Para tanto, foram produzidas evidências com base em um modelo gravitacional aplicado a um painel de dados de Pnads anuais. O estudo contribui para a literatura especializada ao estimar um modelo gravitacional com resistência multilateral (Anderson, 2011) pelo método de regressão *quantílica* censurada, o qual permite superar problemas bastantes conhecidos, tais como o de identificação estrutural (modelo log-linear), acomodação de grande quantidade de fluxos zero, robustez à heterocedasticidade e vies por omissão de variáveis relacionadas às atratividades exercidas por várias regiões sobre os movimentos bilaterais (Figueiredo, Lima e Orefice, 2016). Por outro lado, além de atualizar evidências para o caso do Brasil, esse trabalho agrega novas evidências à literatura nacional, sobretudo no esforço de capturar possíveis efeitos de redes sociais e de heterogeneidade dos migrantes levando em consideração estimativas econométricas por faixas de idade e de instrução.

Os resultados mostraram que os fluxos de migração interestadual no Brasil estão associados às diferenças de renda esperada por ocupação, à dimensão populacional, às distâncias bilaterais, ao compartilhamento de fronteiras (vizinhança) e à presença

33. Em razão de vários tipos de amenidades locais serem relativamente constantes no tempo (dotação local de parques, praias, oferta de cultura e lazer, preferência por consumo no local de origem), o conjunto de variáveis binárias para efeitos fixos por estado de origem e de destino nas regressões em destaque também podem capturar tais diferenças de amenidades.

de migrantes acumulados de mesma procedência. Em linhas gerais, os achados empíricos sugerem que: *i*) estados com maior renda relativa (considerando o risco de desemprego por grupos de ocupação) apresentam maior atratividade de migrantes, enquanto maiores distâncias bilaterais parecem reduzir os movimentos populacionais; *ii*) o número de migrantes acumulados no passado e oriundo da mesma região de partida de migrantes recentes, se relacionada diretamente às migrações bilaterais, favorecendo possíveis efeitos de redes sociais sobre custos associados à migração do trabalho; *iii*) estados vizinhos também apresentam maiores fluxos de migrantes; e *iv*) o crescimento da população nos estados típicos de origem tende a acelerar o processo de emigração. A maioria dessas correlações revelaram-se robustas mediante diferentes especificações do modelo econométrico em covariadas observadas, considerando a amostra geral de fluxos bilaterais de migrantes e controles para efeitos fixos para resistência multilateral (efeitos não observados do conjunto de atratividades regionais sobre os fluxos bilaterais).

Os efeitos da seletividade dos fluxos migratórios não devem ser ignorados mesmo em estudos envolvendo dados agregados. As estimações econométricas, considerando migrantes por diferentes faixas de idade e de escolaridade, revelaram coeficientes de elasticidade bastante diferenciados entre grupos, especialmente entre os migrantes jovens e migrantes com alta instrução. Em geral, os fluxos bilaterais de migrantes jovens (entre 25 e 35 anos de idade) respondem melhor às diferenças de renda esperada por ocupação que de migrantes adultos (entre 36 e 65 anos). Por sua vez, os migrantes mais escolarizados (com 11 ou mais anos completos de estudo) registram menores coeficientes de elasticidade no tocante à diferença relativa de rendimento do trabalho e ao número de migrantes acumulados no passado. Tais evidências sugerem que os migrantes interestaduais mais qualificados podem valorizar diferenças de amenidades entre estados de origem e de destino e lidar melhor com custos envolvidos no processo de migração.

É importante reconhecer a grande complexidade dos movimentos migratórios em um país de grandes dimensões geográficas, desigualdades sociais e população como o Brasil. Os achados deste estudo fornecem suporte ao papel das diferenças regionais de renda e de emprego, dos custos relacionados às distâncias bilaterais e vizinhança e das redes sociais no condicionamento das migrações interestaduais. As respostas dos movimentos migratórios às covariadas que representam diferentes conjuntos de oportunidades (grau de atratividade por estrutura de incentivos e custos) dependem da seletividade dos trabalhadores em idade e instrução. Nesse contexto, o desenho de políticas públicas voltadas à redução das desigualdades regionais deve considerar o impacto das migrações interestaduais nesse processo, sobretudo quando mudanças nos padrões demográficos e/ou nas estruturas das economias regionais estão associadas à redução de riscos e custos envolvidos na mobilidade geográfica do trabalho.

REFERÊNCIAS

- ANDERSON, J. E. A Theoretical Foundation for the Gravity Equation. **American Economic Review**, v. 69, n. 1, p. 106-116, 1979.
- ANDERSON, J. E. The Gravity Model. **Annual Review of Economics**, v. 3, n. 1, p. 133-160, 2011. ISSN 1941-1383.
- ANDERSON, J. E.; WINCOOP, E. V. Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. **The American Economic Review**, American Economic Association, v. 93, n. 1, p. 170-192, 2003. ISSN 00028282.
- ANDERSON, J. E.; YOTOV, Y. V. The Changing Incidence of Geography. **American Economic Review**, v. 100, n. 5, p. 2157-2186, 2010.
- ARBEX, M.; FREGUGLIA, R.; CHEIN, F. Informal economy and spatial mobility: are informal workers economic refugees? **Journal of Economic Studies**, v. 40, n. 5, p. 671-685, 2013.
- BAENINGER, R. A. Região, metrópole e interior: espaços ganhadores e espaços perdedores nas migrações recentes: Brasil, 1980-1996. *In: Redistribuição da população e meio ambiente: São Paulo e Centro-Oeste*. Campinas: Universidade Estadual de Campinas - Unicamp, Núcleo de Estudos de População - NEPO: [s.n.], 2000. cap. Textos NEP, p. 1-200.
- BAKER, M. J. **Adaptive Markov chain Monte Carlo sampling and estimation in Mata**. [S.l.], 2013.
- BEINE, M.; BERTOLI, S.; FERNÁNDEZ-HUERTAS MORAGA, J. A practitioners' guide to gravity models of international migration. **mimeo**, 2014.
- BEINE, M.; DOCQUIER, F.; ÖZDEN, C. Diasporas. **Journal of Development Economics**, v. 95, n. 1, p. 30-41, maio 2011. ISSN 03043878.
- BEINE, M.; PARSONS, C. **Climatic factors as determinants of International Migration**. 2012.
- BERTOLI, S.; FERNÁNDEZ-HUERTAS MORAGA, J. **Visa Policies, Networks and the Cliff at the Border**. 2012.
- BERTOLI, S.; FERNÁNDEZ-HUERTAS MORAGA, J. Multilateral resistance to migration. **Journal of Development Economics**, v. 102, p. 79-100, maio, 2013. ISSN 03043878.
- BORJAS, G. J. Self-Selection and the Earnings of Immigrants. **American Economic Review**, JSTOR, v. 77, n. 4, p. 531-553, 1987. ISSN 00028282.
- BORJAS, G. J. The Economics of Immigration. **Journal of Economic Literature**, American Economic Association, v. 32, n. 4, p. 1667-1717, 1994. ISSN 00220515.

CANÇADO, R. P. Migrações e Convergência no Brasil: 1960-91. **Revista Brasileira de Economia**, v. 53, n. 2, p. 211-236, 1999.

CHERNOZHUKOV, V.; HONG, H. Three-Step Censored Quantile Regression and Extramarital Affairs. **Journal of the American Statistical Association**, American Statistical Association, v. 97, n. 459, p. 872-882, 2002. ISSN 01621459.

CHERNOZHUKOV, V.; HONG, H. An MCMC approach to classical estimation. **Journal of Econometrics**, v. 115, n. 2, p. 293-346, 2003. ISSN 0304-4076.

CHISWICK, B. R. Are Immigrants Favorably Self-Selected? **The American Economic Review**, American Economic Association, v. 89, n. 2, p. 181-185, 1999. ISSN 00028282.

CLARK, X.; HATTON, T. J.; WILLIAMSON, J. G. Explaining U.S. Immigration, 1971-1998. **The Review of Economics and Statistics**, The MIT Press, v. 89, n. 2, p. 359-373, 2007. ISSN 00346535.

DEDECCA, C. S.; CUNHA, J. M. P. Migração, trabalho e renda nos anos 90: o caso da Região Metropolitana de São Paulo. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 21, n. 1, p. 49-66, 2004.

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

FIESS, N. M.; VERNER, D. **Migration and human capital in Brazil during the 1990s**. [S.l.], 2003. (World Bank Policy Research, 3093).

FIGUEIREDO, E.; LIMA, L. R.; OREFICE, G. **Migration and Regional Trade Agreement: a (new) Gravity Estimation**. *Review of International Economics*, vol. 24, n. 1, p. 99-125, 2016.

FIGUEIREDO, E.; LIMA, L. R.; SCHAUR, G. Robust estimation of gravity equations and the WTO impact on trade inequality. *In: CESIFO CONFERENCE CENTRE. CESifo Conference Centre*. Munich, 2014. p. 1-27.

FREGUGLIA, R.; GONÇALVES, E.; SILVA RIBEIRO, E. Composition and determinants of the skilled out-migration in the Brazilian formal labor market: A panel data analysis from 1995 to 2006. **Economia**, v. 15, n. 1, p. 100-117, 2014. ISSN 1517-7580.

GOLGHER, A. B.; ROSA, C. H.; ARAÚJO JÚNIOR, A. F. Determinants of migration in Brazil: regional polarization and poverty traps. **Papeles de Población**, v. 14, n. 56, p. 135-171, 2008.

HARRIS, J. R.; TODARO, M. P. Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis. **American Economic Review**, v. 60, n. 1, p. 126-142, 1970.

- HEAD, K.; MAYER, T. Gravity Equations: Workhorse, Toolkit, and Cookbook. In: G, E. H.; ROGOFF, K. (Ed.). **The Handbook of International Economics**. [S.l.]: Elsevier, 2014, (The Handbook of International Economics, v. 4). cap. 3, p. 131-195.
- HECKMAN, J. Sample Selection Bias as Specification Error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-162, 1979.
- JUSTO, W. R.; SILVEIRA NETO, R. Migração inter-regional no Brasil: Evidências a partir de um Modelo Espacial. **EconomiA**, v. 7, n. 163-187, 2006.
- KOENKER, R. **Quantile regression**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.
- LEWER, J. J.; VAN DEN BERG, H. A gravity model of immigration. **Economics Letters**, v. 99, n. 1, p. 164-167, 2008. ISSN 0165-1765.
- LLULL, J. **Understanding international migration**: evidence from a new dataset of bilateral stocks (1960-2000). Barcelona Graduate School of Economics, 2013. Working Papers 715.
- MAYDA, A. M. International migration: a panel data analysis of the determinants of bilateral flows. **Journal of Population Economics**, v. 23, n. 4, p. 1249-1274, 2010.
- MCKENZIE, D.; RAPOPORT, H. Network effects and the dynamics of migration and inequality: Theory and evidence from Mexico. **Journal of Development Economics**, Elsevier, v. 84, n. 1, p. 1-24, 2007. ISSN 03043878.
- NETTO JÚNIOR, J. L. S. *et al.* Fluxos migratórios e dispersão das rendas per capita estaduais: uma análise por dados em painel no período de 1950-2000. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 34, n. 3, p. 379-404, 2003.
- OLIVEIRA, A. T. R.; ERVATTI, L. R.; O'NEILL, M. M. V. C. O panorama dos deslocamentos populacionais no Brasil: PNADs e Censos Demográficos. In: OLIVEIRA, L. A. P.; OLIVEIRA, A. T. R. (Ed.). **Reflexões sobre os Deslocamentos Populacionais no Brasil**. IBGE, cap. 2. 2011. ISBN 978-85-240-4191-4.
- ORTEGA, F.; PERI, G. The Role of Income and Immigration Policies in Attracting International Migrants. **Migration Studies**, v. 1, n. 1, p. 47-74, 2013.
- POWELL, J. Least Squares Absolute Deviations Estimation for the Censored Regression Model. **Journal of Econometrics**, v. 25, p. 303-325, 1984.
- POWELL, J. Censored Regression Quantiles. **Journal of Econometrics**, v. 32, p. 143-155, 1986.
- QUEIROZ, V. S.; RAMALHO, H. M. B. Migração interestadual de retorno e autosseleção: Evidências para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 42, p. 731-771, 2011.

RAMOS, R.; SURINACH, J. **A gravity model of migration between ENC and EU**. 2013.

SABBADINI, R.; AZZONI, C. R. **Migração interestadual de pessoal altamente educado: evidências sobre a fuga de cérebros**. In: XXXIV Encontro Nacional de Economia. Salvador: Anpec, 2006.

SAHOTA, G. S. An Economic Analysis of Internal Migration in Brazil. **Journal of Political Economy**, The University of Chicago Press, v. 76, n. 2, p. 218-245, 1968. ISSN 00223808.

SANTOS SILVA, J. M. C.; TENREYRO, S. The Log of Gravity. **Review of Economics and Statistics**, MIT Press, v. 88, n. 4, p. 641-658, nov. 2006. ISSN 0034-6535.

SCHULTZ, T. W. Investment in Human Capital. **American Economic Review**, JSTOR, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961. ISSN 00028282.

SIMPSON, N. B.; SPARBER, C. **The Short- and Long-Run Determinants of Less-Educated Immigration into U.S. States**. 2012.

SJAASTAD, L. A. The costs and returns of human migration. **Journal of Political Economy**, JSTOR, v. 70, n. 5, p. 80-93, 1962. ISSN 00223808.

VOGLER, M.; ROTTE, R. The effects of development on migration: Theoretical issues and new empirical evidence. **Journal of Population Economics**, v. 13, n. 3, p. 485-508, 2000.

YAMAUCHI, F.; TANABE, S. Nonmarket networks among migrants: evidence from metropolitan Bangkok, Thailand. **Journal of Population Economics**, v. 21, n. 00003, p. 649-664, 2008.

(Originais submetidos em maio de 2014. Última versão recebida em julho de 2015. Aprovada em julho de 2015.)

APÊNDICE

QUADRO A.1

Descrição das variáveis selecionadas para a análise empírica

Variável	Tipo	Correlação	Descrição
Log(migrantes) ij	Variável contínua		Logaritmo do total de migrantes que na data de entrevista residiam no estado j há no máximo um ano, mas que anteriormente se achavam no estado i . Fonte: Pnads de 2005, 2006, 2007, 2008 e 2009. Nota: calculada a partir do cruzamento dos quesitos sobre unidade federativa de residência, tempo de residência no estado e unidade federativa de residência anterior. Dados ponderados pelos pesos da amostra.
Renda relativa $ji(t-1)$	Variável contínua	Positiva	Média de razão de rendimentos esperados do trabalho por grupos de ocupação entre o estado de destino j e o estado de origem i (residência anterior) no período de partida dos fluxos migratórios, isto é, em $t-1$. Nesse cálculo, foram considerados nove grupos de ocupação conforme classificação do IBGE: (a) Dirigentes, (b) Profissionais das Ciências e das Artes, (c) Técnicos de nível médio, (d) Trabalhadores de serviços administrativos, (e) Trabalhadores dos serviços, (f) Vendedores e prestadores de serviço do comércio, (g) Trabalhadores agrícolas, (h) Trabalhadores da produção de bens e serviços e (i) Membros das forças armadas e auxiliares. A renda esperada da ocupação k no estado l foi calculada pela média de rendimento dos trabalhadores alocados em k no estado l ponderada pela probabilidade de desemprego em k (um menos a proporção de trabalhadores ocupados na categoria k). O rendimento relativo da ocupação k foi calculado pela razão de renda esperada da referida ocupação, considerado o estado de destino do fluxo de migrantes e tomando por base o estado de partida. Finalmente, a renda relativa esperada é uma média dos rendimentos relativos do trabalho por ocupação considerado cada par de origem-destino dos fluxos migratórios. Fonte: Pnads de 2004, 2005, 2006, 2007 e 2008. Nota: valores corrigidos para preços constantes de 2008 a partir do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para preços constantes de 2008 (ipeadata). Médias estaduais calculadas considerando o peso de cada pessoa na amostra.
Log(população) $i(t-1)$	Variável contínua	Positiva	Logaritmo da população do estado i (estado de origem) no período de partida $t-1$ dos fluxos migratórios. Fonte: Pnads de 2004, 2005, 2006, 2007 e 2008. Nota: totais por estados calculados considerando o peso de cada pessoa na amostra.
Log(população) $j(t-1)$	Variável contínua	Positiva ou negativa	Logaritmo da população do estado j (estado de destino) no período de partida $t-1$ dos fluxos migratórios. Fonte: Pnads de 2004, 2005, 2006, 2007 e 2008. Nota: totais por estados calculados considerando o peso de cada pessoa na amostra.
Log(distância) ij	Variável contínua	Negativa	Logaritmo da distância geodésica entre a capital de i (estado de origem dos fluxos migratórios) e a capital de j (estado de destino). Fonte: Malhas digitais (BGE). Nota: calculada a partir da distância entre os centroides das capitais estaduais, considerando a curvatura do planeta Terra a partir do seu raio de 6.371 quilômetros aplicado ao cálculo trigonométrico em esferas.
Fronteira ij	Variável binária	Positiva	Assume o valor um se o estado i (estado de origem) compartilha fronteira com o estado j (estado de destino) e zero, caso contrário. Fonte: Malhas digitais (BGE).
Ln estoque migração ij (2004)	Variável contínua	Positiva	Logaritmo do total de migrantes que na data de entrevista residiam no estado j , mas que nasceram no estado i . Ano da entrevista – 2004. Fonte: Pnad de 2004. Calculada a partir do cruzamento dos quesitos sobre unidade federativa de residência e unidade federativa de nascimento. Dados ponderados pelos pesos da amostra.
		Negativa	Logaritmo do total de migrantes que na data de entrevista residiam em todos os estados k $6=j$, mas que nasceram no estado i . Neste caso, o estado k é qualquer outro que não o estado j . Ano da entrevista – 2004. Fonte: Pnad de 2004. Calculada a partir do cruzamento dos quesitos sobre unidade federativa de residência e unidade federativa de nascimento. Dados ponderados pelos pesos da amostra.
TRM	Variáveis binárias	Positiva ou negativa	Conjunto de variáveis binárias por estado de origem dos fluxos migratórios, estado de destino, período de migração, binárias de interação entre estado de origem e período e binárias de interação entre estado de destino e período.

Fonte: Pnads de 2005, 2006, 2007, 2008 e 2009.

Nota: Calculada a partir do cruzamento dos quesitos sobre unidade federativa de residência, tempo de residência no estado e unidade federativa de residência anterior. Dados ponderados pelos pesos da amostra.

TABELA A.1

Regressões por MQO: variável dependente – fluxo de migração interestadual entre estados de origem e destino
(Em logaritmo)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log(população) <i>i</i> (t-1)	1,3864*** (0,1042)	4,9368 (4,9150)	3,4755 (4,9125)	4,7962*** (0,4950)	4,7392*** (0,4940)
Log(população) <i>j</i> (t-1)	0,5481*** (0,0411)	0,5043*** (0,0415)	-1,1162 (4,6876)	-0,5643 (4,7945)	0,0136 (0,2175)
Log(distância) <i>ij</i>	-0,7873*** (0,0860)	-0,7217*** (0,0890)	-0,8115*** (0,0995)	-0,8537*** (0,1010)	-0,9326*** (0,1050)
Fronteira <i>ij</i>	1,8094*** (0,1563)	1,6793*** (0,1620)	1,6400*** (0,1692)	1,6621*** (0,1720)	1,7034*** (0,1757)
Renda relativa <i>ji</i> (t-1)	-0,0169 (0,1810)	0,6337** (0,2486)	3,5008*** (0,6142)	4,5111*** (0,7145)	6,4012*** (0,9141)
Log(migrantes) <i>ij</i> 2004	0,3014*** (0,0160)	0,2489*** (0,0164)	0,1890*** (0,0185)	0,1854*** (0,0191)	0,1787*** (0,0196)
Log(migrantes) <i>ik</i> 2004	-0,6819*** (0,0896)	-3,4053*** (0,4514)	-4,2327*** (0,5458)	-4,1337*** (0,5510)	-3,9485*** (0,5498)
Intercepto	-14,0852***	-31,3376	20,9545	-7,3807	-18,4844***
R2	0,4435	0,4686	0,4894	0,4906	0,4915
Observações	3.510	3.510	3.510	3.510	3.510
Efeitos fixos					
Ano	sim	sim	sim	sim	sim
UF de origem	não	sim	sim	sim	sim
UF de destino	não	não	sim	sim	sim
UF de origem/ano	não	não	não	sim	sim
UF de destino/ano	não	não	não	não	sim

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *i* – indexa o estado de partida do fluxo migratório; *j* indexa o estado de destino dos migrantes; *k* indexa todos os estados de destino, exceto *j*; *t*-1 indica que a variável refere-se ao período anterior à contagem dos fluxos migratórios. *** Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%. * Estatisticamente significativo a 10%. Erros-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses.

TABELA A.2

Regressões por MQO e MCMC (mediana) sem controles para efeitos fixos: variável dependente – fluxo de migração interestadual entre estados de origem e destino (Em logaritmo)

	(1) MQO	(2) MCMC	(3) MQO	(4) MCMC	(5) MQO	(6) MCMC	(7) MQO	(8) MCMC
Log(população) i (t-1)	1,0979*** (0,0402)	1,5061*** (0,1229)	1,1011*** (0,0403)	1,5249*** (0,1105)	0,6800*** (0,0456)	0,6128*** (0,0841)	1,3816*** (0,1043)	1,2419*** (0,1137)
Log(população) j (t-1)	0,8034*** (0,0414)	0,9335*** (0,1096)	0,7956*** (0,0412)	0,9120*** (0,1057)	0,5801*** (0,0408)	0,1204 (0,0979)	0,5469*** (0,0412)	0,0998 (0,1437)
Log(distância) ij	-1,0816*** (0,0872)	-2,3478*** (0,4226)	-1,0855*** (0,0872)	-2,4199*** (0,3541)	-0,7047*** (0,0862)	-0,9462*** (0,1141)	-0,7873*** (0,0861)	-0,6776*** (0,1548)
Fronteira ij	2,4386*** (0,1617)	2,7953*** (0,3620)	2,4459*** (0,1616)	2,7992*** (0,1214)	1,8947*** (0,1581)	0,7967 (0,5050)	1,8094*** (0,1569)	1,3345*** (0,3289)
Renda relativa ji (t-1)			0,2602 (0,1788)	0,1472* (0,0797)	-0,4277** (0,1719)	0,2557 (0,1822)	-0,0142 (0,1824)	-0,1088 (0,0937)
Log(migrantes) ij 2004					0,3075*** (0,0160)	1,2992*** (0,2488)	0,3016*** (0,0160)	1,3253*** (0,3749)
Log(migrantes) ik 2004							-0,6784*** (0,0897)	-0,8013*** (0,0894)
Intercepto	-18,4210*** (1,2153)	-18,7958*** (0,2678)	-18,5997*** (1,2232)	-18,4594*** (0,1112)	-13,2771*** (1,2120)	-13,8841*** (0,2153)	-14,2208*** (1,2130)	-14,3410*** (0,1323)
R2 ajustado	0,3866		0,3869		0,4300		0,4388	
Observações	3.510	3.510	3.510	3.510	3.510			
Efeitos fixos								
Ano	não	não	não	não	não	não	não	não
UF de origem	não	não	não	não	não	não	não	não
UF de destino	não	não	não	não	não	não	não	não
UF de origem/ano	não	não	não	não	não	não	não	não
UF de destino/ano	não	não	não	não	não	não	não	não

Fonte: Elaboração própria.

Nota: i – indexa o estado de partida do fluxo migratório; j indexa o estado de destino dos migrantes; k indexa todos os estados de destino, exceto j ; $t-1$ indica que a variável refere-se ao período anterior à contagem dos fluxos migratórios. *** Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%. * Estatisticamente significativo a 10%. Erros-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses.

TABELA A.3

Regressões por MQO e MCMC (mediana) com controles para efeitos fixos: variável dependente – fluxo de migração interestadual entre estados de origem e destino (Em logaritmo)

	(1) MQO	(2) MCMC	(3) MQO	(4) MCMC	(5) MQO	(6) MCMC	(7) MQO	(8) MCMC
Log(população) <i>i</i> (t-1)	1,4052*** (0,2269)	1,6363*** (0,0623)	1,7746*** (0,2279)	2,0125*** (0,1384)	1,5475*** (0,2161)	1,2628*** (0,0610)	4,7392*** (0,4940)	4,5387*** (0,0789)
Log(população) <i>j</i> (t-1)	1,0103*** (0,2188)	1,0360*** (0,0691)	0,1197 (0,2278)	0,1650*** (0,0291)	0,1687 (0,2204)	-0,0159 (0,0904)	0,0136 (0,2175)	-0,1164 (0,0928)
Log(distância) <i>ij</i>	-1,0973*** (0,0973)	-1,7830*** (0,2431)	-1,3946*** (0,0998)	-2,0825*** (0,2975)	-1,0360*** (0,1040)	-1,0926*** (0,0406)	-0,9326*** (0,1050)	-1,2121*** (0,1210)
Fronteira <i>ij</i>	2,3284*** (0,1742)	2,5205*** (0,0697)	2,3850*** (0,1697)	2,7315*** (0,0396)	2,1244*** (0,1676)	1,8828*** (0,1183)	1,7034*** (0,1757)	1,8264*** (0,1062)
Renda relativa <i>ji</i> (t-1)			8,8434*** (0,9810)	8,8293*** (0,1049)	7,4586*** (0,9497)	7,3548*** (0,1736)	6,4012*** (0,9141)	6,2554*** (0,0593)
Log(migrantes) <i>ij</i> 2004					0,2100*** (0,0199)	0,9855*** (0,1800)	0,1787*** (0,0196)	0,8125*** (0,1833)
Log(migrantes) <i>ik</i> 2004							-3,9485*** (0,5498)	-3,8795*** (0,0354)
Intercepto	-23,9536*** (5,4452)	-23,8434*** (0,0703)	-23,1843*** (5,2852)	-23,4712*** (0,0413)	-23,8950*** (5,0437)	-23,7741*** (0,0359)	-18,4844*** (5,0088)	-18,7154*** (0,0622)
R2 ajustado	0,4499		0,4678		0,4823		0,4915	
Observações	3.510	3.510	3.510	3.510	3.510			
Efeitos fixos								
Ano	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim
UF de origem	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim
UF de destino	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim
UF de origem/ano	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim
UF de destino/ano	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *i* – indexa o estado de partida do fluxo migratório; *j* indexa o estado de destino dos migrantes; *k* indexa todos os estados de destino, exceto *j*; *t*-1 indica que a variável refere-se ao período anterior à contagem dos fluxos migratórios. *** Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%. * Estatisticamente significativo a 10%. Erros-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses.

TABELA A.4

Regressões por MQO: variável dependente – fluxo de migração interestadual entre estados de origem e destino por faixa etária e faixa de instrução (em logaritmo)

	(1) Idade: 20 a 35	(2) Idade: 36 a 65	(3) Instrução: 0 a 4	(4) Instrução: 5 a 10	(5) Instrução: 11 anos+
Log(população) <i>i</i> (t-1)	5,0333*** (0,5457)	4,4464*** (0,5682)	6,2538*** (0,5166)	5,6209*** (0,5491)	4,2058*** (0,5037)
Log(população) <i>j</i> (t-1)	0,1392 (0,2465)	-0,0744 (0,2255)	-0,7094*** (0,2366)	-0,5229** (0,2121)	0,6176** (0,2501)
Log(distância) <i>ij</i>	-0,7393*** (0,1080)	-0,6424*** (0,1065)	-0,3761*** (0,0943)	-0,4354*** (0,1052)	-0,7697*** (0,1087)
Fronteira <i>ij</i>	2,0137*** (0,1901)	1,8524*** (0,1899)	1,8276*** (0,1910)	1,8327*** (0,1935)	1,3760*** (0,1867)
Renda relativa <i>ij</i> (t-1)	6,6623*** (0,9512)	3,4100*** (0,9097)	6,4100*** (1,0335)	6,0696*** (1,0946)	1,0262 (0,9605)
Log(migrantes) <i>ij</i> 2004	0,1293*** (0,0176)	0,1127*** (0,0163)	0,1108*** (0,0145)	0,0881*** (0,0146)	0,0575*** (0,0172)
Log(migrantes) <i>ik</i> 2004	-4,2282*** (0,6190)	-3,7962*** (0,6425)	-6,1544*** (0,5788)	-5,1671*** (0,6264)	-3,5891*** (0,5576)
Intercepto	-23,6114*** (5,2451)	-14,0100*** (5,1177)	-8,0050 (5,1613)	-12,2417** (4,9127)	-20,4755*** (5,2685)
R2	0,4447	0,4149	0,4072	0,4055	0,3926
Observações	3.510	3.510	3.510	3.510	3.510
Efeitos fixos					
Ano	sim	sim	sim	sim	sim
UF de origem	sim	sim	sim	sim	sim
UF de destino	sim	sim	sim	sim	sim
UF de origem/ano	sim	sim	sim	sim	sim
UF de destino/ano	sim	sim	sim	não	sim

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *i* – indexa o estado de partida do fluxo migratório; *j* indexa o estado de destino dos migrantes; *k* indexa todos os estados de destino, exceto *j*; *t*-1 indica que a variável refere-se ao período anterior à contagem dos fluxos migratórios.

*** Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%. * Estatisticamente significativo a 10%.
Eros-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses.