

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

Hilton Martins de Brito Ramalho (PPGE/UFPB)
Erik Alencar de Figueiredo (PPGE/UFPB)
José Luis da Silva Netto Jr. (PPGE/UFPB)

Resumo: Esse artigo investiga os principais determinantes dos fluxos migratórios interestaduais no Brasil. Para tanto, estimou-se um modelo gravitacional com fatores multilaterais a partir de um painel de dados construído com as PNADs anuais de 2004 a 2009. Os resultados sugerem que as desigualdades regionais de renda, a dimensão populacional, a proximidade geográfica e as redes sociais são importantes condicionantes dos recentes fluxos migratórios interestaduais.

Palavras-chave: Migrações interestaduais, Modelo Gravitacional, Brasil.

Abstract: The goal of this paper is to investigate the main determinants of the interstate migration flows in Brazil. To this, we estimated a gravity model with multilateral resistance using a panel data from PNADs of 2004 to 2009. The finds showed that regional income inequalities, population size, short distances and social networks are important determinants of the migrations streams.

Key words: Interstate migrations, Gravity Model, Brazil.

JEL Classification: O15; R23; C34; C32.

1 Introdução

Durante as últimas décadas, o debate sobre os movimentos populacionais tem se destacado nas esferas acadêmica e política mundial, especialmente no tocante à discussão de políticas públicas em países desenvolvidos. O entendimento dos fatores que direcionam os fluxos migratórios e de seus rebatimentos sobre a distribuição de renda e mercados de trabalho regionais são alvo de investigação na abordagem econômica. No Brasil, país de grande população, extensão territorial e de elevada desigualdade social, o estudo das migrações internas é fundamental para a compreensão das dinâmicas econômica, demográfica e social.

É fato estilizado que a dinâmica migratória brasileira, em sua grande parte, tem sido determinada pelos diferenciais de riqueza entre os estados do Nordeste e do Sudeste (CANÇADO, 1999; NETTO JÚNIOR et al., 2003). Dados dos Censos Demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) abrangendo deste a década de 70 até a década de 90, 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; QUEIROZ; RAMALHO, 2011).

Dentre os poucos estudos empíricos que procuraram investigar os determinantes das migrações interestaduais no Brasil, pode-se destacar o trabalho de Justo e Silveira Neto (2006), o qual fornece indícios sobre a importância das diferenças regionais de renda¹. Os autores em destaque usaram dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (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 mantém após a ponderação dessa última variável por uma matriz de peso espacial. Apesar desse estudo sugerir alguma importância para a questão da vizinhança entre estados, não há evidências sobre fatores relevantes do ponto de vista teórico, a saber: o papel das distâncias regionais (custos de migração) e de redes sociais na dinâmica das migrações internas. Ademais, a desconsideração de fluxos migratórios bilaterais em uma estrutura de modelo gravitacional, possivelmente restringe a força das evidências documentadas. Portanto, são perceptíveis as lacunas ainda existentes no tocante ao entendimento da dinâmica migratória no Brasil.

A análise de movimentos populacionais a partir de modelos gravitacionais tem se caracterizado como um fenômeno recente na literatura empírica², a despeito do inegável sucesso de tais modelos em achados empíricos sobre comércio internacional. Acompanhando essa tendência, é possível encontrar na literatura especializada novos desenvolvimentos

¹ Cabe também ressaltar 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 e 2000 e um modelo gravitacional para investigar os determinantes da migração interestadual de pessoas com elevada instrução no Brasil. Suas evidências sugerem que o salário médio estadual é um importante determinante da fuga de cérebros. Já 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”.

² Os modelos gravitacionais são bastante conhecidos na literatura sobre comércio internacional. Eles fazem adaptação da Lei Gravitacional de Isaac Newton, onde 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 (2013).

teóricos que incorporam fundamentos microeconômicos a 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 e problemas de identificação estrutural da equação gravitacional³ ainda se apresentam como obstáculos para a produção de novas evidências na área de pesquisa (HEAD; MAYER, 2013).

Diante do panorama reportado, o objetivo desse estudo é fornecer novas evidências sobre os principais fatores determinantes das migrações interestaduais no Brasil. Para tanto, emprega-se um painel de dados sobre fluxos bilaterais de migração entre os estados brasileiros construído a partir das recentes das PNADs de 2004 a 2009. Tais dados são usados para estimação de um modelo gravitacional que incorpora forças de massa como diferença de renda entre estados de destino e origem, tamanho populacional, distâncias entre capitais estaduais (força de atrito), *proxies* para a influência de redes sociais⁴ e controles para fatores não observados conhecidos como resistências multilaterais⁵. Ademais, a aplicação de técnicas de regressões *quantílicas* recentemente propostas por Figueiredo et. al (2014) permite a identificação da equação gravitacional, a acomodação de fluxos zero, robustez à heterocedasticidade e avaliação dos efeitos das covariadas ao longo da distribuição dos fluxos migratórios.

Afora esta introdução, esse estudo está dividido em seis 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 sexta seção é reservada às considerações finais.

2 Migrações interestaduais no Brasil: Fatos observados

A dinâmica migratória no Brasil nas últimas décadas, sobretudo no período de 1950 a 1980, se notabilizou pela polarização dos movimentos populacionais majoritariamente no sentido Nordeste - Sudeste. Essa dinâmica era caracterizada pelo saldo migratório negativo da maior parte dos estados nordestinos e positivo, especialmente, dos estados de São Paulo e Rio de Janeiro. Contudo, a partir da década de 1980, os grandes centros de atração de migrantes começaram a perder expressão, marcando uma mudança na dinâmica migratória no Brasil (OLIVEIRA; ERVATTI; O'NEILL, 2011).

Para ilustrar a dinâmica das migrações interestaduais durante as últimas três décadas no Brasil, foi calculado o Índice de Eficácia Migratória (IEM), que é razão entre o saldo migratório (diferença entre o total de imigrantes e emigrantes interestaduais) e a soma do total de emigrantes e imigrantes interestaduais⁶. Ou seja, o IEM foi computado para todos os

³ Ver Santos Silva e Tenreyro (2006).

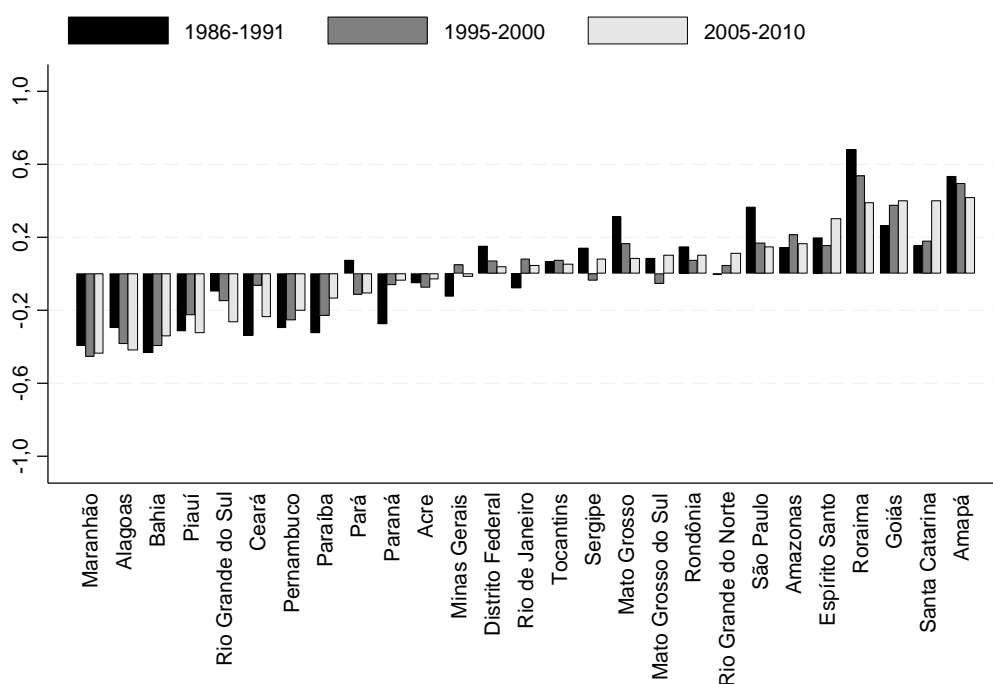
⁴ O capital social do migrante está incorporado nas chamadas redes sociais (amigos, familiares, grupos étnicos, grupos de trabalho, grupos religiosos etc), que podem fornecer informações importantes em relação à região de destino, suporte financeiro e/ou residencial. Essas redes podem reduzir consideravelmente os custos monetários, não monetários e incertezas inerentes à migração (LUCAS, 1997).

⁵ Os modelos gravitacionais assumem a existência de barreiras ou incentivos bilaterais no tocante aos fluxos migratórios. No entanto, a incorporação de *dummies* de interação entre estados de origem, estados de destino e período (controles para resistências multilaterais) implica eliminação do viés de estimação provocado por variáveis não observadas e relacionadas a todo o conjunto de oportunidades de migração (por exemplo, custos multilaterais de migração, diferenças multilaterais de rendimento etc). Ou seja, em consonância com um processo de escolha racional, a decisão de migração deve considerar as diferenças de bem estar esperadas entre o local de origem e todos os potenciais locais de destino (ROSE, 2000; HANSON, 2010).

⁶ O IEM foi proposto por Baeninger (2000). Esse indicador permite comparações de trocas populacionais entre regiões no tempo, uma vez que situa-se no intervalo -1 e 1. Valores próximos a -1 indicam alta capacidade de

estados e o Distrito Federal (DF) tendo como base as informações dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010. Ademais, o critério para identificação do migrante interestadual é 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)⁷. Considerando dados da coorte mais recente de migração (2005-2010), é possível verificar que dentre o grupo de estados de média evasão migratória se destacam 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 migratório, 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.



evasão populacional; valores próximos a 1 sugerem alta absorção populacional e valores próximos a zero, equilíbrio entre entradas e saídas de pessoas.

⁷ A classificação proposta para a potencialidade de absorção migratória é: (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 de dados dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010. Nota: Dados expandidos para o universo.

Os dados da Figura 1 também chamam a atenção para o aumento da capacidade de absorção de migrantes dos estados de Santa Catarina, Goiás e Espírito Santo durante as últimas três décadas, por um lado, e, por outro, a redução de absorção 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 Minas Gerais que no período 1986-1991 eram áreas de baixa evasão de migrantes, passam para grupo de rotatividade migratória a partir da década de 2000. Já Mato Grosso, Sergipe e o Distrito Federal, que entre 1986-1991 eram áreas de baixa absorção migratória, também se tornaram 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 quinquênio 1986-1991, se transformaram 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 já 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. Um dos principais fatores está associado ao crescimento da migração de retorno e à redução da taxa de natalidade. Em termos práticos, 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).

Somado ao crescimento da migração de retorno nas últimas décadas, houve uma maior retenção da população do Nordeste em sua própria região associada ao aumento da dinâmica migratória intraregional e à redução da atratividade das demais regiões. Também é apontado 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 de 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 Tabela 1, a seguir, fornece uma visão sintética das rotas da migração interestadual no Brasil ao mostrar a distribuição dos migrantes de data fixa segundo o estado de residência em 2005 e por estado de residência 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 nordestinos, também absorvendo parte considerável de emigrados 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 de Mato Grosso do Sul, São Paulo, Mato Grosso e Rondônia. Já o estado do Rio de Janeiro destaca-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).

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

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	Espírito 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	0,4	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	11,9		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
Espírito 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	0,4	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	0,4	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	4,1	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	1,2	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 do Censo Demográfico de 2010. Nota: Dados expandidos para o universo.

O padrão de absorção de migrantes dos estados na região Norte é bem restrito a esfera da própria região, mas também tem um elevado número de pessoas procedentes dos estados no 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. Já na região Nordeste, o estado do Maranhão tem recebido contingentes do Pará e de Roraima, enquanto a Bahia atraiu emigrantes de São Paulo e do Espírito Santo.

Dados os distintos padrões de rotas migratórias apresentados, cabe investigar em que medida as conhecidas desigualdades regionais de renda no Brasil, entre outros fatores, como proximidade geográfica e redes sociais, por exemplo, podem condicionar os movimentos migratórios recentes no Brasil. Essa questão passa a ser melhor explorada a partir da estimação de um modelo gravitacional aplicado a um painel de dados de fluxos de migração interestadual derivado das PNADs anuais de 2004 a 2009, conforme discutido na próxima seção.

3 Estratégia Empírica

3.1 Equação gravitacional: teoria, identificação e estimação

O estudo de Anderson (2011) desenvolve um modelo gravitacional para fluxos migratórios, no qual a decisão de migrar é tomada a partir de uma escolha discreta condicionada ao custo de migração particular a cada par de países (no caso deste estudo, pares de estados). Neste caso, o fluxo migratório agregado é determinado pela massa de atração (repulsão) dos estados de destino (origem), pelos custos associados ao movimento migratório e pelos fatores de fricção, denominados termos de resistência multilateral (TRM). Assim, a equação de Anderson (2011) pode ser definida por:

$$M_{ij} = \frac{N_i N_j}{N} \left(\frac{\delta_{ij}}{\Gamma_i \Omega_j} \right)^{1-\theta} \quad (1)$$

Onde M_{ij} é o número de migrantes oriundos do estado j e que estão residindo no estado i ; N_i e N_j indicam, respectivamente, o tamanho da população dos estados de origem e destino, enquanto N é o tamanho da população total. A variável $\Gamma_i \sum_j \left(\frac{\phi_j}{\delta_{ij}^{1-\theta}} \right) \Omega_j^{\theta-1}$ é uma média dos custos de migração de todos aqueles que deixam o estado i com destino a qualquer estado, ou seja, representa um termo de resistência multilateral associado ao lugar de origem. Já $\Omega_j \equiv \sum_i \left(\frac{\phi_i}{\delta_{ij}^{1-\theta}} \right) \Gamma_i^{\theta-1}$ é o custo médio da migração de todos aqueles que chegam ao estado j oriundos de qualquer estado, neste caso, o termo de resistência multilateral associado ao lugar de destino, com $\phi_i \equiv \frac{N_i}{N}$, $\phi_j \equiv \frac{N_j}{N}$ e δ_{ij} representando o custo bilateral da migração.

Vale ressaltar que a equação (1) é análoga ao modelo de resistência multilateral para o comércio desenvolvido por Anderson e Wincoop (2003), onde os TRM são não observados, porém passíveis de serem inferidos. Dessa forma, a equação em destaque pode ser decomposta em duas partes: $\frac{N_i N_j}{N}$ que significa a parcela da população na ausência de custos, e $\left(\frac{\delta_{ij}}{\Gamma_i \Omega_j} \right)^{1-\theta}$ que resume o efeito das fricções sobre a migração.

Seguindo a literatura especializada, considere que os custos de migração seguem uma equação log-linear:

$$\delta_{ij} = F C_{ij}^{\beta_1} V C_{ij}^{\beta_2} \exp(-\beta_3 DV) \quad (2)$$

Onde FC_{ij} é o custo fixo de migração (custo de transporte, por exemplo); VC_{ij} é custo variável (custo de procura por emprego); DV é uma variável binária associada ao custo total de migração, isto é, assume o valor 1 se os estados de origem e de destino do migrante compartilham fronteiras, e 0 caso contrário; β_1 , β_2 e β_3 são parâmetros. Observe-se que, se $\beta_3 > 0 \rightarrow \exp(-\beta_3) < 1$, a migração entre estados vizinhos registra custo relativamente menor.

Sob a hipótese da livre mobilidade, os TRM serão idênticos ao longo das regiões ($\Gamma_i = \Omega_j$). Tomando-se $\delta_{ij} = 1$, os TRM⁸ serão reduzidos a $\sum_j \phi_j \Omega_j^{\theta-1} = \sum_i \phi_i \Gamma_i^{\theta-1} = 1$. Logo, pode-se escrever as equações (1) e (2) a partir de um modelo estocástico:

$$E(M_{ij}|N, \delta_{ij}, \Gamma_i, \Omega_j) = a_0 N_i N_j F C_{ij}^{\beta_1} V C_{ij}^{\beta_2} \exp(-\beta_3 DV) \Gamma_i^{\frac{1}{\theta-1}} \Omega_j^{\frac{1}{\theta-1}} \quad (3)$$

Onde $a_0 = \frac{1}{N}$. Entretanto, como mostrado em Santos Silva e Tenreyro (2006), a equação (3) pode ser representada por um modelo de elasticidade constante:

$$M_{ij} = \exp\left(\beta_0 + \beta_1 \ln(FC_{ij}) + \beta_2 \ln(VC_{ij}) + \beta_3 DV - \beta_4 \ln(\Gamma_i) - \beta_5 \ln(\Omega_j) + \beta_6 \ln(N_i N_j)\right) \eta_{ij} \quad (4)$$

Onde η_{ij} é uma variável aleatória não negativa. Vale observar que este modelo é não linear nos parâmetros e não pode ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Uma alternativa seria considerar uma versão log-linear para (4), ou seja, tomando-se o logaritmo em ambos os lados da equação:

$$\ln(M_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(FC_{ij}) + \beta_2 \ln(VC_{ij}) + \beta_3 DV - \beta_4 \ln(\Gamma_i) - \beta_5 \ln(\Omega_j) + \beta_6 \ln(N_i N_j) + \ln(\eta_{ij}) \quad (5)$$

Nesse contexto, Santos Silva e Tenreyro (2006) argumentam que, sob heterocedasticidade, não se pode identificar ambas equações, (4) e (5). A fonte desse problema de identificação é a desigualdade de Jensen, isto é, $E(\ln(\eta_{ij}|N, \delta_{ij}, \Gamma_i, \Omega_j)) \neq \ln[E(\eta_{ij}|N, \delta_{ij}, \Gamma_i, \Omega_j)]$.

Entretanto, Figueiredo et. al (2014) demonstram que tanto o modelo multiplicativo não linear, quanto a versão log-linear, podem ser identificadas por regressão quantílica. Em suma, os *quantis* são equivariantes a transformações monótonas. Então, ao contrário dos modelos baseados na média condicionada, a identificação dos *quantis* no modelo exponencial é equivalente a identificação dos mesmos no modelo log-linear, e vice-versa.

3.2 Abordagem Econométrica

O maior problema associado à estimação do modelo (5) é a grande quantidade de fluxos migratórios iguais a zero⁹ presente na maioria das bases de dados sobre movimentos populacionais (RAMOS; SURINACH, 2013; OREFICE, 2014). Para superar tal dificuldade, este estudo segue a estratégia de Figueiredo, Lima e Orefice (2014), 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 1^{10} . Destarte, assumam-se que uma variável $z_{ij} = 0$ se $M_{ij} < 1$

⁸ Baier e Bergstrand (2007) consideram um conjunto de suposições mais flexíveis para identificar a equação gravitacional.

⁹ Esse problema é discutido na literatura de comércio internacional desde o início da década de 1980. Veja, por exemplo, Head e Mayer (2013), seção 5.2.

¹⁰ 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. Neste caso,

e $z_{ij} = M_{ij}$ se $M_{ij} \geq 1$. Logo, considerando-se o modelo log-linear (equação (5)), a definição anterior é equivalente a $\ln(z_{ij}) = \max(0, \ln(M_{ij}))$ ¹¹. 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 $Q_\tau[\ln(z_{ij})|X_{ij}] = \max(0, Q_\tau[\ln(M_{ij})|X_{ij}]) = \max(0, X_{ij}\beta(\tau))$, onde Q_τ é o quantil τ da distribuição de fluxos bilaterais de migração; X_{ij} representa a matriz de covariáveis descritas em (5) e $\beta(\tau)$ é o vetor de parâmetros *location-scale*, isto é, as covariáveis X_{ij} afetam não somente a localização da distribuição condicionada de $\ln(M_{ij})$, mas também a escala de sua dispersão¹². Portanto, será considerado o seguinte modelo de regressão quantílica:

$$Q_\tau[\ln(M_{ij})|X_{ij}] = X_{ij}\beta(\tau) \quad (6)$$

O modelo censurado (6), desenvolvido por Powell (1984, 1986), fornece um caminho para inferir os modelos *Tobin-Amemiya* sem suposições relativas a 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:

$$L_n(\beta) = - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \rho_\tau[\ln(M_{ij}) - \max(0, X_{ij}\beta(\tau))] \quad (7)$$

Onde ρ_τ representa a tradicional função perda da regressão *quantílica* e w_{ij} é um ponderador. Chernozhukov e Hong (2002) demonstram que o estimador extremo representado por (7) 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 (2002). 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-quadráticas como (7)¹³.

Por fim, como mostrado em Figueiredo, Lima e Orefice (2014), o modelo *quantílico* censurado possui, pelo menos quatro vantagens: i) ele acomoda muitos dados de fluxos bilaterais iguais a zero; ii) os parâmetros estimados podem ser interpretado 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 a heterocedasticidade e; iv) não necessita de hipóteses relacionadas à distribuição do erro aleatório.

3.3 Base dados e seleção amostral

Os dados de migrações empregados nesse estudo são oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) abrangendo o período de 2004 a 2009. A PNAD é uma pesquisa anual realizada pelo Instituto Brasileira de Geografia e Estatística (IBGE) que engloba todas as unidades federativas brasileiras (incluindo o Distrito Federal) a partir de uma amostragem complexa¹⁴. Seus quesitos abrangem não apenas características pessoais e

em populações finitas, as migrações iguais a zero podem ocorrer se a probabilidade de um fluxo bilateral entre dois estados for muito pequena.

¹¹ 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 $c = 1$.

¹² Para detalhes, ver Koenker (2005).

¹³ Alternativamente, seria possível considerar o estimador de três estágios proposto por Chernozhukov e Hong (2002).

¹⁴ 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

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 pretende-se produzir estimativas de estoques de migrantes ou 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 (5)), a estratégia adotada nesse 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 considerados apenas pessoas entre 25 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 migrar tendo em vista oportunidades de trabalho, excluindo-se, portanto, agregados e estudantes. Em seguida, o migrante interestadual foi identificado como o indivíduo que residia há no máximo 1 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 amostrais¹⁵.

De um total de 3.510 pares de fluxo de origem-destino identificados no período de 2005 a 2009 (702 pares por ano), 1.971 (56,1%) são fluxos zero. Em comparação com outros estudos internacionais, o percentual de fluxos de migração zero pode ser considerado relativamente baixo (ver SIMPSON; SPARBER, 2012), porém, ainda pode significar uma fonte importante de viés para análises empíricas. Portanto, cabe ressaltar a importância do método de regressão quantílica censurada empregado nesse trabalho, sobretudo porque o mesmo permite obter estimativas robustas frente a presença de grande número de fluxos zero conforme já reportado.

Ademais, outras variáveis foram coletadas e calculadas na tentativa de discriminar os fluxos populacionais entre os estados brasileiros a partir da especificação (5). A escolha das mesmas também teve respaldo em outros estudos empíricos na literatura especializada (CLARK; HATTON; WILLIAMSON, 2007; LEWER; DEN BERG, 2008; MAYDA, 2010; SIMPSON; SPARBER, 2012). O Quadro 1, no 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 registra as estatísticas descritivas das mesmas variáveis.

No conjunto de variáveis explicativas selecionadas, pode-se destacar, inicialmente, aquelas que representam importantes forças de atrito relacionadas aos custos fixos de migração: a distância entre as capitais do estado de origem e de destino dos migrantes interestaduais e o compartilhamento de fronteiras (condição vizinhança) entre esses estados. Espera-se que estados vizinhos e/ou com maior proximidade em termos de distância apresentem maiores fluxos de migração em razão de menores custos fixos envolvidos.

interestaduais e comparações consistentes no tempo, este estudo desconsiderou as PNADs de 2001, 2002 e 2003 referentes à década de 2000.

¹⁵ Foram estimados fluxos anuais de migração interestadual para cada par de estado de origem (estado de residência anterior) e estado de destino (estado que residia há no máximo 1 ano da data da entrevista). Note-se que ao se controlar para um curto tempo de residência (até 1 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 da mesma entre 2000-2010.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas das variáveis selecionadas para a análise empírica

<i>Variáveis do modelo empírico</i>	Amostra completa $M_{ij} \geq 0$		Amostra não censurada $M_{ij} > 0$	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Ln migrantes ij	2,96	3,42	6,76	1,02
Razão de renda do trabalho ji (t-1)	1,14	0,61	1,14	0,65
Ln (pop i * pop j) (t-1)	30,45	1,47	31,13	1,37
Ln distância ij	7,18	0,65	6,89	0,72
Fronteira ij	0,15	0,35	0,29	0,45
Ln estoque de migrantes ij (2004)	6,48	3,58	8,53	2,52
Ln estoque de migrantes ik (2004)	12,17	1,26	12,55	1,03
<i>Variáveis básicas em nível</i>				
Migrantes ij	697	1.842	1.590	2.514
Renda média do trabalho (t-1)	430,71	168,30	448,30	184,72
População (t-1)	6.954.787	8.201.516	8.715.945	9.539.441
Distância geodésica ij (Km)	1.545,31	777,15	1.209,91	689,00
Estoque de migrantes ij (2004)	13.977	52.750	28.736	76.685
Estoque de migrantes ik (2004)	349.427	357.130	432.809	381.770
Observações	3.510		1.539	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados das PNADs de 2004, 2005, 2006, 2007, 2008 e 2009, dados do IPEADATA e de malhas digitais do IBGE.

Notas: i – indexa o estado de origem; j – indexa o estado de destino dos fluxos migratórios.

A Figura 2 mostra um gráfico de dispersão entre as observações de fluxos migratórios interestaduais e distâncias geodésicas entre as capitais dos estados de origem e de destino por período de análise (2005-2009). Os dados sugerem uma relação inversa entre essas variáveis, conforme teoricamente esperado. Em geral, quanto maior a distância entre os estados de origem e de destino das migrações, menor o volume do fluxo migratório entre os mesmos.

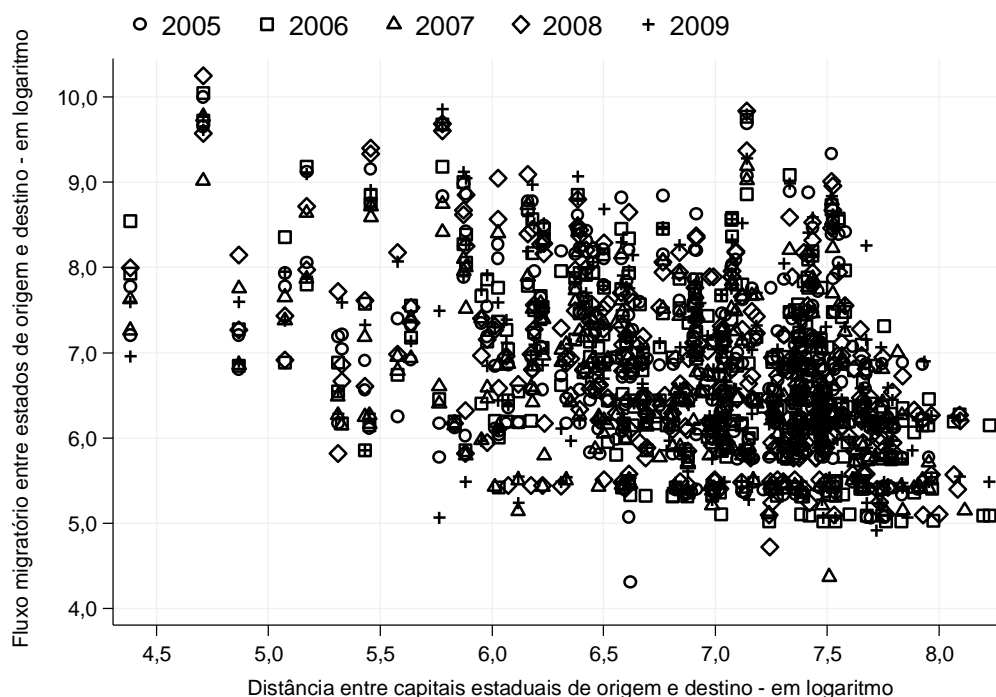


Figura 2: Relação entre fluxos migratórios interestaduais e distância entre capitais estaduais - 2005/2009

Fonte: Elaboração própria a partir de dados das PNADs de malhas digitais do IBGE.

As diferenças de salários/rendimentos entre regiões são comumente sugeridas por diversos modelos de migração como um dos principais determinantes da mobilidade geográfica do trabalho (SJAASTAD, 1962; BORJAS, 1994). Recentes estudos empíricos usando o modelo gravitacional tem documentado evidências a esse respeito (ANDRIENKO; GURIEV, 2004; MAYDA, 2010; ORTEGA; PERI, 2009; SIMPSON; SPARBER, 2012). Nesse trabalho, foi usada a renda média do trabalho por estado como *proxy* para as desigualdades regionais de salários; importante fator para a decisão de migrar na abordagem da teoria econômica. Ou seja, espera-se que quanto maior for a diferença de renda entre as unidades federativas de destino e de origem, maior deve ser o fluxo migratório entre as mesmas.

Nesse sentido, a Figura 3 apresenta um gráfico de dispersão entre fluxos migratórios interestaduais e a razão de renda média entre o estado de destino e o estado de origem (diferencial de renda) no período $t-1$ ¹⁶. Os dados não registram nenhum padrão regular de relação linear ou não linear que permita conjecturar sobre alguma relação prévia entre fluxos de migrantes e diferenças de renda. Contudo, é preciso entender que a renda média do trabalho por estado é determinada por um conjunto de fatores que, em geral, não são diretamente observados e que, até esse estágio, não foi ponderado na análise estatística.

¹⁶ Conforme detalhado no Quadro 1, algumas covariadas foram tomadas no período $t-1$ ao fluxo de migração na tentativa de evitar problemas de endogeneidade na análise empírica dos determinantes das migrações interestaduais no Brasil.

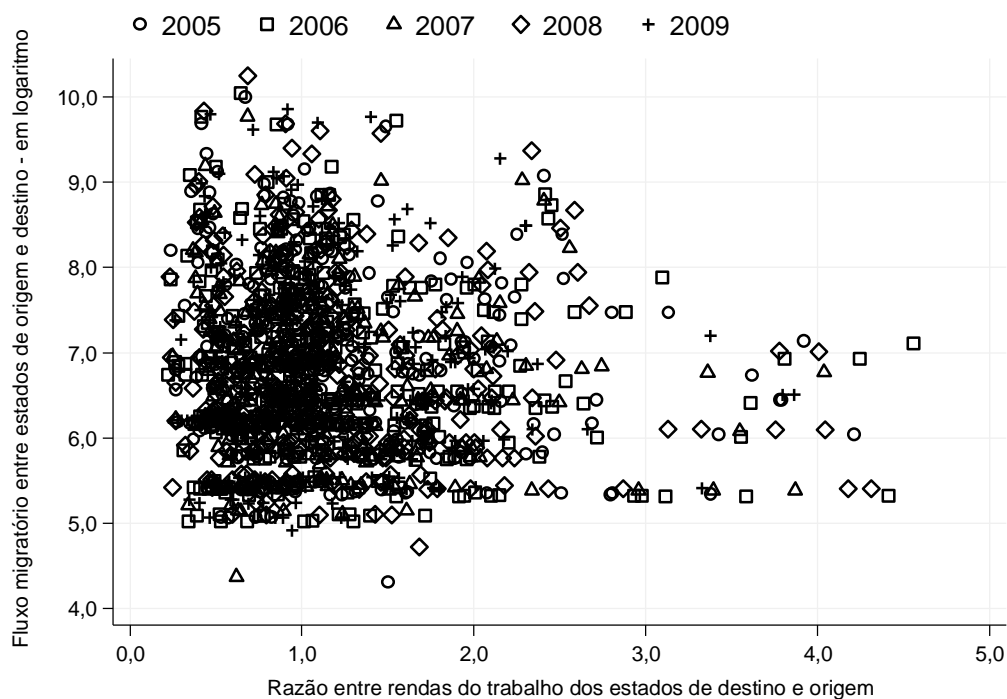


Figura 3: Relação entre fluxos migratórios interestaduais e diferença de renda do trabalho entre estados de origem e de destino - 2005/2009

Fonte: Elaboração própria a partir de dados das PNADs de malhas digitais do IBGE.

Conforme demonstrado no modelo gravitacional microfundamentado por Anderson (2011), os movimentos migratórios entre pares de regiões são diretamente influenciados pelas populações nos locais de origem e de destino. Por um lado, quanto maior a população de uma região, maior deve ser seu potencial de emissão de migrantes e, por outro, também pode apresentar um grande mercado de consumo com diversas oportunidades de trabalho. A Figura 4 registra um padrão sugestivo de relação direta entre fluxos migratórios interestaduais e o produto das populações dos estados de origem e de destino no período precedente aos fluxos migratórios ($t-1$).

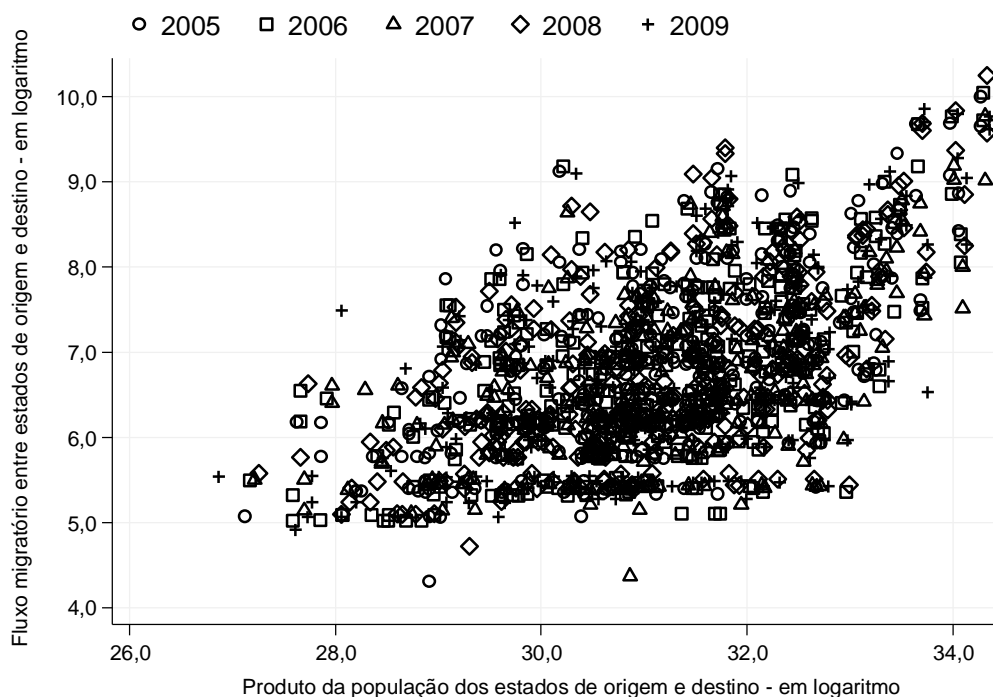


Figura 4: Relação entre fluxos migratórios interestaduais e tamanho das populações dos estados de origem e de destino - 2005/2009

Fonte: Elaboração própria a partir de dados das PNADs de malhas digitais do IBGE.

A Figura 5 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 nesse estudo). Apesar de não se controlar a emissão total de migrantes de um estado todos os demais, os dados indicam uma relação direta entre os fluxos anuais de migração interestadual e 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).

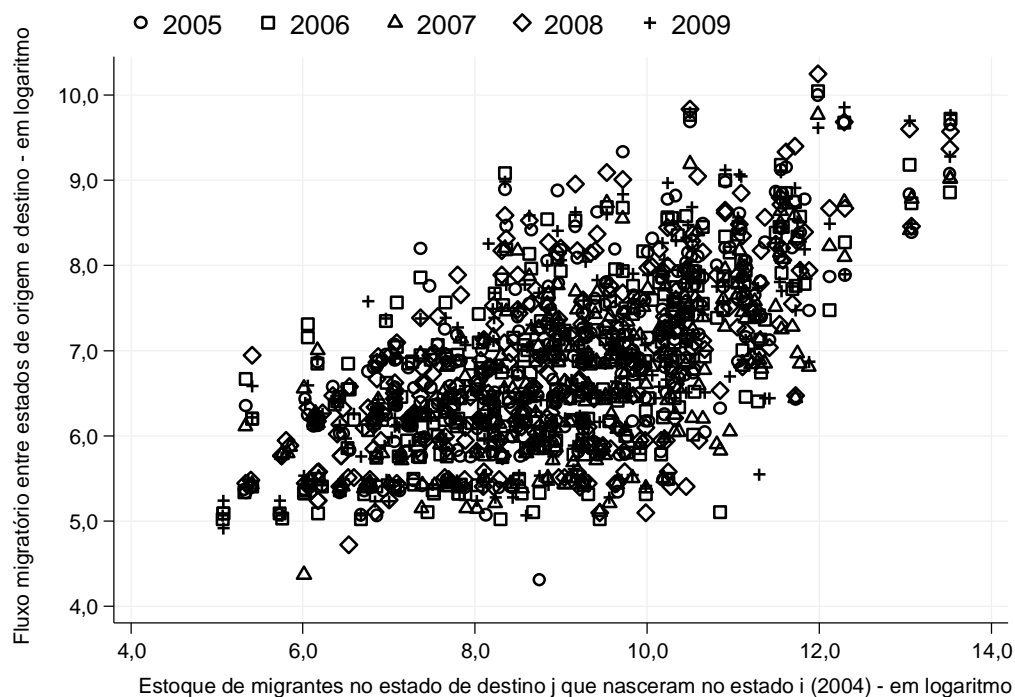


Figura 5: Relação entre fluxos migratórios interestaduais e estoque de migrantes acumulados - 2005/2009

Fonte: Elaboração própria a partir de dados das PNADs de malhas digitais do IBGE.

Na próxima seção, são apresentados os resultados econométricos desse trabalho, onde estima-se a equação gravitacional (5) a partir de diferentes especificações e controles para um conjunto de fatores não observados e relacionados à custos/oportunidades multilaterais envolvidos na determinação dos fluxos migratórios interestaduais. O intuito é verificar se as correlações discutidas nesse seção são válidas ou não enquanto evidências empíricas para caso das migrações interestaduais no Brasil.

4 Resultados

A Tabela 3 registra evidências iniciais 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 (5) sob quatro distintas especificações, respectivamente nas colunas 1, 2, 3 e 4. A regressão apresentada na coluna 1 é a versão mais simples da equação gravitacional consoante com a adaptação da “Lei da Gravidade” de *Isaac Newton*, isto é, considera que os movimentos migratórios são apenas discriminados por forças como o tamanho das economias (população), desigualdades regionais de renda e distância entre estados (força de atrito). Na regressão presente na coluna 2, foi adicionada outra variável de dimensão geográfica relacionada aos custos de migração, isto é, uma variável binária que controla a existência ou não de compartilhamento de fronteiras. A regressão constante na coluna 3, por sua vez, foi estimada considerando além das covariadas já mencionadas, o estoque de migrantes acumulados no estado de destino j (em 2004) que nasceram no mesmo estado de partida dos fluxos migração anuais entre 2005 e 2009 (estado i). Trata-se de uma tentativa de ponderar os efeitos de redes sociais (familiares, amigos, grupos étnicos, sindicais ou religiosos etc.) sobre os custos variáveis de migração e incerteza (custos de procura por emprego, apoio logístico e/ou financeiro etc.). Destarte, a

regressão registrada na coluna 5 foi realizada com uma variável de controle adicional para assegurar robustez nas evidências sobre a influência de redes sociais, ou seja, o estoque total de migrantes dirigidos a todos os estados $k \neq j$, porém naturais da unidade federativa i , mesmo estado de partida dos fluxos interestaduais destinados ao estado j . Por último, para fins comparativos, na coluna 5 são reportados os coeficientes do mesmo modelo obtidos por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Os resultados devem ser observados com bastante cautela, uma vez que nenhuma das regressões em destaque foi estimada com controles para fatores estaduais não observados.

Tabela 3 – Regressões *quantílicas* censuradas (equações gravitacionais estimadas na mediana): variável dependente – fluxo de migração interestadual entre estados de origem e destino (em logaritmo) – sem controles para fatores de resistência multilateral

	Regressões <i>quantílicas</i> censuradas				MQO
	$\tau = 0,50$ (1)	$\tau = 0,50$ (2)	$\tau = 0,50$ (3)	$\tau = 0,50$ (4)	(5)
Razão de renda ji (t-1)	-0,5361*** (0,1955)	0,0028 (0,3756)	-0,4299 (0,4473)	-0,4104* (0,2111)	-0,2019** (0,0813)
Ln (pop i * pop j) (t-1)	1,2222*** (0,1222)	1,1115*** (0,0658)	0,2737*** (0,0678)	0,3993*** (0,1422)	0,6887*** (0,0370)
Ln distância ij	-3,3100*** (0,5210)	-2,0484*** (0,2945)	-0,7529*** (0,2098)	-0,5834*** (0,2031)	-0,7493*** (0,0885)
Fronteira ij		3,2962*** (0,3675)	0,9644*** (0,1557)	1,5314*** (0,2961)	1,8615*** (0,1597)
Ln estoque migração ij (2004)			1,4405*** (0,2005)	1,3037*** (0,3322)	0,2690*** (0,0152)
Ln estoque migração ik (2004)				-0,2374*** (0,0884)	-0,1521*** (0,0417)
Intercepto	-11,1966*** (0,1273)	-18,0428*** (0,1881)	-11,7390*** (0,1356)	-12,8444*** (0,1200)	-12,5636*** (1,2139)
TRM	não	não	não	não	não
Observações	3.510	3.510	3.510	3.510	3.510

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *** Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%. * Estatisticamente significativo a 10%. Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. Os parâmetros das regressões *quantílicas* foram estimados a partir do algoritmo desenvolvido por Baker (2013).

Os dados da Tabela 3 permitem observar que os coeficientes estimados para a equação gravitacional (5) são consoantes com a maioria das correlações entre variáveis selecionadas já apresentadas na seção anterior. Primeiro, um aumento da população no estado de origem, no estado de destino ou em ambos, parece incrementar o fluxo de migração entre os mesmos. Segundo, os movimentos migratórios são possivelmente menores entre estados com maiores distâncias e maiores entre estados que compartilham fronteiras (vizinhos). Por outro lado, há evidências favoráveis a influência direta de redes sociais nos deslocamentos populacionais. O coeficiente associado à variável de estoque de migração permaneceu positivo e estatisticamente significativo mesmo após a consideração de todo o estoque de migrantes naturais do estado i e residentes em outros estados $k \neq j$ em 2004 (ver colunas 3 e 4). O coeficiente relacionado à variável de diferença estadual de renda foi o único que não se revelou consistente com a expectativa teórica¹⁷.

Ao se comparar os coeficientes estimados nas regressões presentes nas colunas 4 e 5, percebe-se que aqueles obtidos por MQO são bastantes distintos em magnitudes daqueles

¹⁷ Nas regressões em que foi estatisticamente significativo, o coeficiente estimado registra sinal negativo. Conforme já ressaltado, esse achado deve ser visto com cuidado pois a renda média do trabalho pode se relacionar com um conjunto de fatores não observados em cada estado.

calculados a partir de regressão *quantílica* censurada. Por exemplo, enquanto os resultados da coluna 4 sugerem que um aumento de 1% na distância bilateral entre estados reduz o fluxo migratório em cerca de 0,58%, na coluna 5 nota-se que esse efeito é, em média, de -0,75%. Cabe ressaltar, contudo, que os resultados apresentados na Tabela 2 são tendenciosos em razão da omissão de variáveis relacionadas a dimensões multilaterais de custos e oportunidades entre estados e variantes no tempo.

Na tentativa de se produzir resultados mais confiáveis, as diferentes especificações da equação gravitacional previamente analisadas foram novamente estimadas considerando a adição de conjunto de variáveis binárias por estados de origem, destino, período de migração e interações entre essas dimensões (termos de resistência multilateral)¹⁸ conforme sugerido por Beine, Bertolli e Moraga (2014). Esses novos resultados são reportados na Tabela 4 a seguir e permitem maior segurança na inferência dos efeitos das covariadas sobre os fluxos de migração interestadual.

Um primeiro achado que merece destaque diz respeito ao efeito das desigualdades regionais de renda sobre as migrações. Após controlar as regressões para variáveis não observadas por estados e correlacionadas com as demais covariadas do modelo gravitacional, percebe-se que a correlação entre fluxos migratórios interestaduais e diferença de renda torna-se positiva conforme a expectativa teórica. Por exemplo, considerando a regressão reportada na coluna 4 da Tabela 4, é possível observar que um aumento de 1% na diferença de renda entre estados pode elevar o fluxo migratório entre os mesmos em 1,1% ($0,9282 \times 1,14$), em média¹⁹; resultado que seria ligeiramente superestimado caso se considerassem as estimativas por MQO (ver coluna 5), isto é, 1,2% ($1,0185 \times 1,14$). Ademais, vale ressaltar que tal evidência corrobora aquelas documentadas em outros estudos internacionais sobre migrações a partir de estimativas do modelo gravitacional (CLARK; HATTON; WILLIAMSON, 2007; ORTEGA; PERI, 2009; SIMPSON; SPARBER, 2012).

O tamanho das economias também parece afetar diretamente os movimentos migratórios entre os estados brasileiros. Em todas as regressões *quantílicas* apresentadas na Tabela 4 o coeficiente associado à variável de dimensão populacional foi estatisticamente significativo e positivo. Em especial, sua magnitude é bastante reduzida após se controlar os estoques de migrantes acumulados em 2004 (ver coluna 4). Destarte, conforme os resultados da coluna 4, em média, um aumento de 1% na dimensão populacional das economias pode incrementar os movimentos migratórios entre as mesmas em 0,07%.

A distância entre estados permanece como importante determinante dos fluxos migratórios interestaduais no Brasil, mesmo após a consideração de variáveis não observadas. Note-se que os movimentos populacionais podem ser reduzidos em cerca de 1,1% caso a distância entre um par de estados seja 1% maior (ver coluna 4). Por outro lado, em estados vizinhos, os resultados sugerem que dos fluxos de migração são 1,13% maiores que aqueles observados entre unidades federativas que não compartilham fronteiras. Em linhas gerais, esses achados são consoantes com outros reportados na literatura internacional (ORTEGA; PERI, 2009; MAYDA, 2010).

¹⁸ São 42 variáveis *dummies* por ano, identificando os estados de origem e destino. No total, as estimações contêm 210 variáveis binárias.

¹⁹ No caso em destaque, é possível mostrar que o coeficiente de elasticidade pode ser obtido por $\hat{\beta}\bar{x}$, onde \bar{x} é a média amostral da razão de renda entre os estados j e i em $t-1$ e $\hat{\beta}$ é o valor do coeficiente estimado e associado à variável razão de renda. Para médias amostrais, consultar a Tabela 1.

Tabela 4 – Regressões *quantílicas* censuradas (equações gravitacionais estimadas na mediana): variável dependente – fluxo de migração interestadual entre estados de origem e destino (em logaritmo) – com controles para fatores de resistência multilateral

	Regressões <i>quantílicas</i> censuradas				MQO
	$\tau = 0,50$ (1)	$\tau = 0,50$ (2)	$\tau = 0,50$ (3)	$\tau = 0,50$ (4)	(5)
Razão de renda j_i (t-1)	2,3902*** (0,0507)	2,0439*** (0,0658)	1,2781*** (0,0368)	0,9282*** (0,0971)	1,0185*** (0,3661)
Ln (pop i * pop j) (t-1)	1,4499*** (0,0871)	1,4646*** (0,0535)	0,9221*** (0,0500)	0,0755*** (0,0237)	0,3098 (0,2232)
Ln distância ij	-3,0367*** (0,3735)	-1,9500*** (0,2533)	-1,1587*** (0,0542)	-1,0994*** (0,0581)	-0,8559*** (0,1133)
Fronteira ij		2,5261*** (0,0793)	1,8416*** (0,0602)	1,1328*** (0,0470)	1,5837*** (0,1765)
Ln estoque migração ij (2004)			0,9908*** (0,1827)	0,9503*** (0,0936)	0,1695*** (0,0204)
Ln estoque migração ik (2004)				-3,7909*** (0,0470)	-3,9550*** (0,5094)
Intercepto	-19,4032*** (0,1576)	-28,0214*** (0,0989)	-24,6980*** (0,0690)	40,3628*** (0,0752)	40,3729*** (9,4104)
TRM	sim	sim	sim	sim	sim
Observações	3.510	3.510	3.510	3.510	3.510

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *** Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%. * Estatisticamente significativo a 10%. Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. Os parâmetros das regressões *quantílicas* foram estimados a partir do algoritmo desenvolvido por Baker (2013).

Os dados da Tabela 4 ainda fornecem evidências robustas sobre a importância de redes sociais na determinação dos movimentos migratórios interestaduais no Brasil. Observando os resultados das colunas 3 e 4, percebe-se que a relação entre fluxos de migração e estoque de migrantes acumulados é direta e estatisticamente significativa, mesmo após o controle para tendências de emissão das economias de origem. Por exemplo, se o estoque de migrantes acumulados no estado j e naturais do estado i se elevar em 1%, espera-se que o fluxos de migração de i para j em anos posteriores aumente em média em 0,95%²⁰; previsão que se obtiva por MQO seria bastante subestimada (0,17%). Essas evidências, embora inéditas na literatura nacional, estão em linha com aquelas encontradas por Simpson e Sparber (2012) em estudo sobre imigração nos Estados Unidos.

Uma questão de interesse que pode ser explorada a partir da estratégia empírica empregada nesse estudo diz respeito a avaliação dos efeitos dos determinantes das migrações interestaduais ao longo da distribuição dos fluxos migratórios. Em outras palavras, como as covariadas do modelo empírico se relacionam com os movimentos populacionais considerando pares de origem e destino onde esses fluxos são persistentemente baixos (altos) no tempo?

As regressões apresentadas na Tabela 5 podem ajudar a entender melhor o questionamento anterior. Na referida tabela, são reportadas equações gravitacionais estimadas para diferentes *quantis* da distribuição de fluxos migratórios: *quantil* 0,25 (considera pares de estados com baixa persistência de migrantes) e *quantil* 0,75 (pares de estados com alta persistência de migrantes). Duas especificações são consideradas: (i) sem *dummies* de controle para fatores de resistência multilateral e (ii) com *dummies* de controle para fatores de resistência multilateral.

²⁰ Conforme esperado, quanto maior a saída de migrantes naturais do estado i para outros estados $k \neq j$, menor deve ser o fluxo de migração de i para j em anos posteriores.

Tabela 5 – Regressões *quantílicas* censuradas (equações gravitacionais): variável dependente – fluxo de migração interestadual entre estados de origem e destino (em logaritmo)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,75$	$\tau = 0,75$
Razão de renda j_i (t-1)	-1,7915*** (0,2444)	1,0185*** (0,1690)	-0,3104** (0,1347)	1,3390*** (0,1417)
Ln (pop i * pop j) (t-1)	0,0504 (0,1006)	-0,1362*** (0,0362)	0,5760*** (0,0401)	0,2190*** (0,0293)
Ln distância ij	-0,4060*** (0,1181)	-1,1259*** (0,0464)	-0,4001*** (0,0764)	-1,0326*** (0,0824)
Fronteira ij	1,6806*** (0,1080)	1,0753*** (0,1285)	1,1514** (0,4733)	1,5072*** (0,1613)
Ln estoque migração ij (2004)	1,8597*** (0,1741)	1,2213*** (0,1578)	0,6176*** (0,0636)	0,4754*** (0,0484)
Ln estoque migração ik (2004)	0,0515 (0,1956)	-3,6322*** (0,0542)	-0,0881 (0,1213)	-3,7209*** (0,0393)
Intercepto	-12,8627*** (0,1131)	40,3129*** (0,0454)	-12,8911*** (0,3796)	40,4320*** (0,0513)
TRM	não	sim	não	sim
Observações	3.510	3.510	3.510	3.510

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *** Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%. * Estatisticamente significativo a 10%. Desvios-padrão entre parênteses. Os parâmetros das regressões *quantílicas* foram estimados a partir do algoritmo desenvolvido por Baker (2013).

Assim como nas regressões *quantílicas* estimadas na mediana e já analisadas, os resultados da Tabela 5 também revelam que o controle por TRM é crucial para identificação do efeito da diferença estadual de renda, eliminando o viés por omissão de variáveis. Portanto, considerando os resultados registrados nas colunas 2 e 4, pode-se observar que, entre estados com histórico de baixo (alto) fluxo de migração, um aumento da diferença de renda pode induzir um maior volume de migrações em relação àqueles pares de estados com fluxos próximos à média nacional. Por exemplo, note-se que os fluxos migratórios tendem a aumentar em 1,02 e 1,33 pontos de logaritmo caso a diferença estadual de renda aumente em 1%, respectivamente, em pares de estados com baixa e alta persistência temporal de migrações; efeitos superiores ao estimado na mediana, 0,93 pontos de log. (ver também a Tabela 4).

A dimensão populacional das economias de origem e destino parece ter efeito assimétrico na migração entre pares de estados com histórico de baixo fluxos migratórios e entre aqueles com maiores fluxos. Enquanto uma elevação de 1% nas populações de um par de estados com baixo fluxo de migração tende a reduzir esse fluxo em cerca de 0,14%, entre estados com alto fluxo migratório, prevê-se um aumento de 0,22%. Uma possível explicação para esse resultado é que o crescimento populacional em estados com baixa emissão de fluxos migratórios pode induzir a retenção de mão de obra em razão de maiores ganhos de escala em economias de pequeno porte, ampliando os mercados locais de consumo e de trabalho (KRUGMAN, 1991).

No tocante aos fatores relacionados aos custos fixos de migração, os resultados da Tabela 5 (colunas 2 e 4) sugerem que os fluxos migratórios interestaduais são menores entre pares de estados com elevada distância, sobretudo quando essas economias registram baixa persistência temporal na emissão de migrantes (*quantil* 0,25). Se por um lado, em economias com baixo histórico de migração, um aumento de 1% da distância reduz as migrações em 1,1%, entre pares de estados com elevado fluxo migratório esse efeito é ligeiramente inferior

(1,0%)²¹. Por outro lado, os achados mostram que entre estados vizinhos os movimentos migratórios são maiores, principalmente entre aqueles que tradicionalmente registram maiores fluxos populacionais. Nesse último caso, por exemplo, o fluxo de migrantes é 1,5% maior se comparado a pares de estados que não compartilham fronteiras (categoria base).

Por fim, os resultados reforçam as evidências já apresentadas sobre o efeito de redes sociais nos fluxos migratórios. É possível observar que as redes sociais têm maior peso entre pares de estados com baixo histórico de fluxos migratórios. Enquanto um aumento de 1% no estoque de migrantes entre pares de origem e destino de baixo volume migratório aumenta os fluxos anuais em cerca de 1,2%, naquelas economias com forte tendência de movimentos populacionais o referido impacto é de apenas 0,5%. Note-se que esses resultados são robustos ao controle de estoque de migrantes naturais do estado de origem dos fluxos e dirigidos para todos os demais estados no país.

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 a partir de um modelo gravitacional aplicado a um painel de dados das PNADs anuais de 2004 a 2009. O estudo contribui para a literatura especializada ao aplicar pela primeira vez aos dados de migrações internas no Brasil uma técnica de estimação da equação gravitacional recentemente proposta por Figueiredo, Lima e Shaur (2014), a qual permite superar problemas bastantes conhecidos, tais como o de identificação estrutural, acomodação de grande quantidade de fluxos zero, robustez à heterocedasticidade e viés por omissão de variáveis. Por outro lado, esse trabalho agrega novas evidências à literatura nacional, sobretudo no tocante a fatores relacionados aos custos de migração.

Os resultados mostraram a relevância das desigualdades regionais de renda, da dimensão demográfica, dos custos de migração e das redes sociais na determinação dos recentes fluxos migratórios interestaduais no Brasil. Em linhas gerais, pares de estados com maior diferença de renda do trabalho e/ou dimensão populacional, em geral, apresentam maiores fluxos de migração; menores distâncias geográficas e vizinhança (compartilhamento de fronteiras) são fatores cruciais para a aumentar os movimentos populacionais; um maior de estoque de migrantes acumulados no passado provenientes dos mesmos pares de regiões, induz maiores fluxos de migração em períodos posteriores.

Embora a maioria das covariadas tenha registrado padrões de correlação bastante regulares às diferentes especificações empíricas, o efeito das diferenças estaduais de renda foi identificado somente após o controle para fatores não observados de resistência multilateral; fato consistente com as respectivas abordagens teórica e empírica de Anderson (2011) e Beine, Bertolli e Moraga (2014). Por outro lado, as evidências também revelaram que papel dos custos de migração é ainda mais importante para os deslocamentos populacionais entre pares de estados que registram baixa geração de fluxos migratórios no tempo. Nessas unidades federativas, quanto menor (maior) for a distância geográfica (o estoque acumulado de migrantes no passado), maior deve ser o incremento na produção de movimentos populacionais relativamente a outros pares de estados com fluxos migratórios próximos à mediana nacional ou superior a mesma.

Portanto, é importante reconhecer que os movimentos migratórios são um fenômeno de grande complexidade em um país de grandes dimensões geográficas, desigualdades sociais e população como o Brasil. Nesse contexto, o desenho de políticas públicas voltadas à

²¹ Em linhas gerais, esses efeitos são muito próximos daquele observado para regressões na mediana (ver coluna 4 na Tabela 4). Destarte, isso revela um padrão bastante regular no que se refere a importância dos custos de migração no processo de trocas populacionais.

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.
- ANDERSON, J. E.; WINCOOP, E. VAN. Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. **The American Economic Review**, v. 93, n. 1, p. 170–192, 2003.
- ANDRIENKO, Y.; GURIEV, S. Determinants of Interregional Mobility in Russia: Evidence from Panel Data. **Economics of Transition**, v. 12, n. 1, p. 1–27, 2004.
- 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.]. p. 1–200.
- BAIER, S. L.; BERGSTRAND, J. H. Do free trade agreements actually increase members' international trade? **Journal of International Economics**, v. 71, n. 1, p. 72–95, 2007.
- BAKER, M. J. **Adaptive Markov chain Monte Carlo sampling and estimation in Mata**. [s.l: s.n.]. Disponível em: <<http://arrow.hunter.cuny.edu/research/papers/HunterEconWP440.pdf>>.
- BEINE, M.; BERTOLIB, S.; MORAGA, J. F.-H. A practitioners' guide to gravity models of international migration. **mimeo**, 2014.
- BORJAS, G. J. The Economics of Immigration. **Journal of Economic Literature**, v. 32, n. 4, p. 1667–1717, 1994.
- 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**, v. 97, n. 459, p. 872–882, 2002.
- CLARK, X.; HATTON, T. J.; WILLIAMSON, J. G. Explaining U.S. Immigration, 1971-1998. **The Review of Economics and Statistics**, v. 89, n. 2, p. 359–373, 2007.
- DEDECÇA, 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.
- FIGUEIREDO, E.; LIMA, L. R.; OREFICE, G. Robust estimation of gravity equation with an application to international migration. **mimeo**, 2014.

- FIGUEIREDO, E.; LIMA, L. R.; SCHAUR, G. When elephants mate do ants get crushed? The WTO impact on trade inequality. **mimeo**, mimeo. 2014.
- GOLGHER, A. B.; ROSA, C. H.; ARAÚJO JÚNIOR, A. F. DE. Determinants of migration in Brazil: regional polarization and poverty traps. **Papeles de Población**, v. 14, n. 56, p. 135–171, 2008.
- HANSON, G. H. International Migration and the Developing World. In: RODRIK, D.; ROSENZWEIG, M. R. (Eds.). **Handbook of Development Economics**. 5. ed. Amsterdam: North Holland, 2010. p. 4363–4414.
- HEAD, K.; MAYER, T. Gravity equations: workhorse, toolkit, and cookbook. CEPR Discussion Papers. 2013.
- 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.
- KRUGMAN, P. Increasing Returns and Economic Geography. **Journal of Political Economy**, v. 99, n. 3, p. 483–499, 1991.
- LEWER, J. J.; DEN BERG, H. VAN. A gravity model of immigration. **Economics Letters**, v. 99, n. 1, p. 164–167, 2008.
- LLULL, J. Understanding international migration: evidence from a new dataset of bilateral stocks (1960-2000). **Working Papers 715, Barcelona Graduate School of Economics**, 2013.
- LUCAS, R. E. B. Internal migration in developing countries. In: **Handbook of Population and Family Economics**. [s.l.: s.n.]. v. Volume 1, p. 721–798.
- 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**, v. 84, n. 1, p. 1–24, 2007.
- 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. (Eds.). **Reflexões sobre os Deslocamentos Populacionais no Brasil**. [s.l.] IBGE, 2011.
- OREFICE, G. International migration and trade agreements: the new role of PTAs. **Canadian Journal of Economics**, v. Forthcomin, 2014.

- ORTEGA, F.; PERI, G. The Causes and Effects of International Migrations: Evidence from OECD Countries 1980-2005. **NBER Working Paper Series**, v. Working Pa, p. 1–42, 2009.
- POWELL, J. L. Least Squares Absolute Deviations Estimation for the Censored Regression Model. **Journal of Econometrics**, v. 25, p. 303–325, 1984.
- POWELL, J. L. 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**: IZA discussion paper. [s.l: s.n.].
- ROSE, A. K. One money, one market: the effect of common currencies on trade. **Economic Policy**, v. 15, n. 30, p. 7–46, 2000.
- SABBADINI, R.; AZZONI, C. R. **Migração interestadual de pessoal altamente educado: evidências sobre a fuga de cérebros**. XXXIV Encontro Nacional de Economia. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2006. Disponível em:
<<http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A026.pdf>>
- SANTOS, S. J. M. C.; TENREYRO, S. The Log of Gravity. **Review of Economics and Statistics**, v. 88, n. 4, p. 641–658, 1 nov. 2006.
- SANTOS SILVA, J. M. C.; TENREYRO, S. The Log of Gravity. **Review of Economics and Statistics**, v. 88, n. 4, p. 641–658, 1 nov. 2006.
- SIMPSON, N. B.; SPARBER, C. **The Short- and Long-Run Determinants of Less-Educated Immigration into U.S. States**: IZA Working Papers. [s.l: s.n.]. Disponível em:
<<http://ftp.iza.org/dp6437.pdf>>.
- SJAASTAD, L. A. The costs and returns of human migration. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 80–93, 1962.
- YAMAUCHI, F.; TANABE, S. Nonmarket networks among migrants: evidence from metropolitan Bangkok, Thailand. **Journal of Population Economics**, v. 21, n.3, p. 649–664, 2008.

Apêndice

Quadro 1 - Descrição das variáveis selecionadas para a análise empírica

Variável	Tipo	Correlação esperada	Descrição
Ln migração ij	Variável contínua (dependente)		Logaritmo do total de migrantes que na data de entrevista residiam no estado j há no máximo 1 ano, mas que anteriormente se achavam no estado i. Fonte: PNADs de 2005, 2006, 2007, 2008 e 2009. 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.
Razão de renda entre j e i (t-1)	Variável contínua	Positiva	Razão entre a renda per capita do estado de destino dos migrantes j e o estado de origem i (residência anterior) no período de partida dos fluxos migratórios, isto é, em t-1. Fonte: PNADs de 2004, 2005, 2006, 2007, 2008 e 2009. A renda per capita estadual foi calculada considerando a divisão do total da renda de todos os trabalhos pela população residente com 10 anos ou mais de idade. Dados ponderados pelos pesos da amostra. Nota: Dados corrigidos pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para preços constantes de 2008 - IPEADATA.
Ln pop i * pop j	Variável contínua	Positiva	Logaritmo do produto da população do estado i (estado de origem) e população do estado de residência j – ambas no período de partida t-1 dos fluxos migratórios.
Ln 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 – IBGE. 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 Km aplicado ao cálculo trigonométrico em esferas.
Fronteira ij	Variável binária	Positiva	Assume o valor 1 se o estado i (estado de origem) compartilha fronteira com o estado j (estado de destino) e 0 caso contrário. Fonte: Malhas digitais – IBGE.
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.
Ln estoque migração ik (2004)	Variável contínua	Negativa	Logaritmo do total de migrantes que na data de entrevista residiam em todos os estados $k \neq j$, 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.