

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

ÁREA 1 - ECONOMIA REGIONAL

Migração de capital humano e produtividade nos municípios brasileiros

Autor 1:

Marina MONTEIRO TORRES

Informações:

Doutoranda do PPGE-UFPA

Email:marinamonteiro@hotmail.com

Autor 2:

Hilton MARTINS DE BRITO

RAMALHO

Professor do PPGE-UFPA

Email:hilton@ccsa.ufpb.br

7 de maio de 2017

Migração de capital humano e produtividade nos municípios brasileiros

Resumo

Desde os anos 60, quando a migração de indivíduos altamente qualificados em direção aos países desenvolvidos foi intensificada, o termo “fuga de cérebros” ganhou amplo uso. Embora haja um consenso na literatura sobre o efeito benéfico do *brain drain* para a economia de regiões receptoras de mão-de-obra qualificada, os efeitos para as regiões emissoras são um assunto controverso. Especialmente no Brasil, esse tema ainda é pouco explorado. Assim, esse artigo analisa os efeitos da migração de trabalhadores com elevada instrução sobre a produtividade e o acúmulo de capital humano nos municípios de origem do migrante. A metodologia desenvolvida por Becker, Ichino e Peri (2004) foi adaptada, admitindo-se retornos não lineares da escolaridade sobre os rendimentos, correção do viés de seleção amostral e análise desagregada por município. Os dados utilizados foram obtidos junto ao Censo Demográfico de 2010. Os indicadores de produtividade apontaram que, no geral, parece haver mais municípios perdedores do que ganhadores quando se avalia o diferencial de produtividade caso os emigrantes tivessem permanecido no município de partida. Ao se combinar indicadores de perda de produtividade com a taxa de residentes graduados foi possível identificar municípios onde pode haver “fuga de cérebros” com efeitos perversos, sendo estes predominantemente localizados nos estados da região Nordeste.

Palavras-chaves: Fuga de cérebros. Capital humano. Produtividade.

Abstract

Since the 60s, when the migration of highly qualified individuals towards developed countries has intensified, the term brain drain has gained widespread use. Although there is a consensus in the literature on the beneficial effect of brain drain to the economy of recipient regions of manpower, skilled labor, the effects for broadcasters regions are a controversial subject. Especially in Brazil, this topic is still little explored. Thus, the goal of this paper is to analyze the effects of migration of workers with higher education on productivity and the accumulation of human capital in the migrant origin cities. The methodology developed by Becker, Ichino e Peri (2004) was adapted, assuming non-linear returns of education on income, correction of sample selection bias and disaggregated analysis by municipality. The data used were obtained from the Demographic Census of 2010. The productivity indicators showed that, overall, there seems to be more losers than winners municipalities when assessing the productivity gap if the emigrants had remained in the departure city. By combining lost productivity indicators with the rate of graduates residents were identified municipalities where there may be brain drain with negative effects, which are predominantly located in the states of the Northeast.

Keywords: Brain drain. Human capital. Productivity

JEL classification: R23

1 Introdução

Os movimentos migratórios no Brasil figuram há décadas como importante componente dos processos de urbanização e de crescimento das cidades. Um aspecto central nessa temática decorre da capacidade de realocação de recursos e de capital humano promovida pela mobilidade regional do trabalho, e, por conseguinte, de seus potenciais rebatimentos nas conhecidas diferenças socioeconômicas entre as regiões do país.

Apesar da recente queda nos indicadores de desigualdade de renda, *Gini* e *Theil-T*, verificada entre 2001 e 2004 e responsável pela redução da pobreza e extrema pobreza no país – o Brasil segue sendo um dos países mais desiguais do mundo (BARROS; FOGUEL; ULYSSEA, 2006), desigualdade presente tanto entre regiões quanto entre pessoas (AZZONI, 1997). Nesse sentido, ao se traduzir em transporte de informação e conhecimento tácito, a mobilidade de capital humano permite alavancar a produtividade de empresas, instituições e regiões, constituindo-se um dos fatores a promover a redução da desigualdade (GONÇALVES; RIBEIRO; FREGUGLIA, 2012).

O capital humano pode afetar o rendimento do trabalho por vias diretas e indiretas: i) o efeito direto é aquele em que o capital humano interfere na renda através da melhora na produtividade marginal do trabalho – mantendo-se capital e tecnologia constantes; ii) o efeito indireto é aquele que afeta a quantidade de tecnologia utilizada no processo de produção (CANGUSSU, 2010). Vale destacar que o efeito direto é utilizado para explicar os diferenciais de renda entre os países, entretanto autores como Romer (1986) e Easterly e Levine (2001) destacam a importância desse fenômeno na explicação dos diferenciais de produtividade (*idea gaps*).

Contudo, mesmo sendo um tema bastante explorado, algumas questões relacionadas à migração e à produtividade do trabalho ainda carecem de uma análise minuciosa. Um importante estudo internacional sobre essa questão foi desenvolvido por Becker, Ichino e Peri (2004). Neste trabalho, com recorte regional para Itália, foram obtidos indicadores de produtividade relativa embasados na estimativa de retornos salariais à educação e na realocação dos emigrantes em suas regiões de origem (contrafactual). Os autores em destaque verificaram que o número de diplomados entre os emigrantes italianos foi maior que entre os residentes, fato este que implicava em perda de capital humano para o país. Ademais, enquanto outros países europeus experimentaram um intercâmbio de cérebros (*brain exchange*)¹, a Itália experimentou uma fuga de cérebros.

No Brasil, Bezerra e Silveira Neto (2008) usaram a metodologia desenvolvida por Becker, Ichino e Peri (2004) para investigar a existência ou não de fuga de cérebros no país. Nesse estudo, a relação entre produtividade e capital humano foi considerada linear. Os resultados obtidos indicaram não haver fuga de cérebros do Nordeste em direção à São Paulo, exceto nas regiões Norte e Centro-Oeste. No entanto, os dois trabalhos supramencionados apresentam algumas limitações. Primeiro, as estimativas de retorno salarial à educação foram baseadas em outros trabalhos empíricos, que, sobretudo, no caso do Brasil, não foram obtidas com os devidos cuidados para a correção de vies de seleção amostral envolvido na condição de migrante. Segundo, há um conjunto de evidências na literatura especializada que apontam uma relação não linear entre salário e nível de instrução (SOARES; GONZAGA, 1997; TROSTEL, 2004). Terceiro, ao contrário dos estudos em destaque, uma análise de migração intermunicipal poderia fornecer uma melhor dimensão da migração de cérebros.

Assim, este artigo busca romper tais limitações, tendo como objetivo investigar que municípios brasileiros mais ganhariam ou perderiam em termos de produtividade média caso seus emigrados fossem reabsorvidos. Para alcançar os objetivos da pesquisa, a metodologia desenvolvida por Becker, Ichino e Peri (2004) foi adaptada, admitindo-se, a partir de dados do Censo Demográfico de 2010, estimativas de retornos não lineares da escolaridade sobre os rendimentos com correção do vies de seleção amostral envolvendo a decisão de migrar.

O estudo encontra-se dividido em 5 partes, além desta introdução. Na seção 2 está a revisão na literatura, com as principais evidências empíricas nacionais e internacionais sobre migração qualificada.

¹ O termo “intercâmbio de cérebros” é usado para designar a situação onde os países atraem e perdem indivíduos altamente qualificados em proporções parecidas. Países europeus, como Inglaterra ou Alemanha, absorvem e emitem uma grande quantidade de mão de obra qualificada.

A seção 3 trás a adaptação da metodologia de Becker, Ichino e Peri (2004), a qual é centrada no cálculo de indicadores de produtividade baseados na abordagem do capital humano. Na seção 4 são descritos os dados utilizados no estudo. A seção 5 contém os resultados e, por fim, a seção 6 apresenta as considerações finais.

2 Revisão da Literatura

As análises empíricas envolvendo a temática de fuga de cérebros no Brasil produziram alguns resultados interessantes. Em seu estudo regional, Carvalho e Assunção (2000), por exemplo, procuraram investigar a existência de uma quebra estrutural na relação entre investimentos em educação e a distância até a capital do Tocantins. Observou-se que morar a 100 Km de distância de Palmas, no período posterior à fundação da capital, reduz a probabilidade do jovem investir em educação em um ponto percentual e que a redução na probabilidade do indivíduo investir em educação, como função da distância, é maior se o jovem é de raça branca e do sexo masculino.

Guimarães (2002), procurou estimar as motivações gerais e padrões de retorno de pesquisadores brasileiros durante parte da década de 1990. Os dados utilizados foram provenientes de *surveys* eletrônicos, isto é, pesquisas de opinião pública. Os resultados mostraram que o número estimado de migrantes que foram trabalhar é mais que o dobro do que aqueles que foram estudar. Durante os anos 90, o pesquisador migrante brasileiro mais típico trocou de estado visando melhor exercer sua profissão. A escolha do destino dos migrantes ocorreu pela busca de melhores condições de trabalho e/ou salário. No entanto, os dados sugerem que também pode ter sido levada em conta a qualidade de vida nos locais de destino. O estudo ainda mostrou que os pesquisadores de grandes áreas mais internacionalizadas – ciências exatas e ciências biológicas – possuem maior mobilidade, dentro do país ou para o exterior.

No trabalho de Mata et al. (2007) foi construído um *ranking* das cidades brasileiras que mais atraem migrantes qualificados. O município de Águas de São Pedro (estado de São Paulo) apresentou maior índice de migração qualificada líquida. Porém, dentre os municípios com mais de 100 mil habitantes, a cidade de São Paulo assumiu a liderança em termos de índice de migração de cérebros. Este trabalho ainda apontou as características principais que tornam as cidades polos atrativos de migrantes qualificados, a partir da aplicação de modelos de econometria espacial. A conclusão do estudo foi que o dinamismo no mercado de trabalho, menor desigualdade social, menor nível de violência, proximidade ao litoral e invernos e verões menos rigorosos são condicionantes importantes na escolha da localidade por parte dos migrantes.

Já em relação aos trabalhos internacionais, dois trabalhos teóricos com simulações numéricas merecem destaque (SANTOS; POSTEL-VINAY, 2003; CHEN, 2005). Para Santos e Postel-Vinay (2003), os trabalhadores podem escolher livremente sua localização, decidindo retornar à economia de origem após adquirir conhecimento no exterior, ou permanecer na economia de destino. A mobilidade de trabalhadores qualificados tem efeito expansionista sobre o crescimento da economia de origem e no longo prazo os nativos são menos suscetíveis à emigrar e os migrantes são mais suscetíveis à retornar. Por outro lado, Chen (2005) sugere que o crescimento econômico depende crucialmente da migração internacional, pois a possibilidade de migração afeta as decisões de fertilidade e despesas escolares. O relaxamento de restrições à emigração de trabalhadores prejudicam o crescimento econômico no longo prazo, apesar de haver possibilidade de *brain gain* no curto prazo. Além disso, indivíduos com formação no ensino particular são mais sensíveis a probabilidade de migração se comparados aqueles com formação no ensino público.

Dentre as contribuições internacionais empíricas, De Brauw e Giles (2008), ao realizarem um estudo para China, investigaram como a redução de barreiras à emigração afetam a decisão de diplomados do ensino fundamental em ingressar no ensino médio na zona rural chinesa. O estudo encontrou uma relação negativa entre as oportunidades dos migrantes e o número de matrículas no ensino médio, isto é, se as barreiras à emigração diminuem, conseqüentemente mais oportunidades surgem para os jovens migrantes, o que implica em menos incentivo à educação.

Adams Jr (2003) investigou o quão difusivo seria o *brain drain* para os países exportadores de

mão-de-obra. Nesse estudo, três resultados principais foram encontrados: i) a maioria dos migrantes internacionais são indivíduos qualificados; ii) mesmo que os migrantes sejam qualificados, a proporção do “melhor qualificado” dentre os migrantes internacionais não é alta; iii) para alguns de países exportadores de mão-de-obra, a migração internacional causa fuga de cérebros, especialmente para os países latino-americanos localizados próximo aos Estados Unidos (República Dominicana, El Salvador, Guatemala, Jamaica e México).

McKenzie e Rapoport (2006) utilizaram taxas de migração históricas como instrumento para a migração atual com a finalidade de encontrar evidências do impacto negativo da migração sobre a escolaridade no México. Os resultados obtidos com um modelo *probit* ordenado mostram que viver numa família migrante diminui as chances dos meninos completarem o ensino secundário, bem como de meninos e meninas completarem o ensino médio. Os efeitos negativos da migração são atenuados para meninas com mães pouco qualificadas.

Ao construir um modelo de dois países com mercados integrados e mão de obra altamente qualificada, Egger, Falkinger e Grossmann (2012) analisaram as oportunidades e incentivos dos governos em proporcionar ensino superior. Confirmou-se que países podem diferir em termos de produtividade, sendo a educação financiada através de um imposto sobre os salários, de modo que a fuga de cérebros afeta a base tributária e tem efeitos de aglomeração. Além disso, tal estudo mostrou que a cooperação bilateral tende a aumentar despesas com ensino público em comparação à não cooperação e ao mesmo tempo visa prevenir a migração. Segundo os autores, esta situação não seria desejável para planejadores sociais alinhados com interesses dos migrantes.

Stadelmann e Grossmann (2008), através de investigação teórica e empírica, analisaram a relação entre emigração altamente qualificada, diferenciais de renda nas economias hospedeiras de expatriados e investimento ótimo em infraestrutura. Os resultados apontaram que a integração internacional do mercado de trabalho espacializado agrava a desigualdade de renda entre os países, prejudicando as economias de origem e favorecendo as economias anfitriãs. Quando a fuga de cérebros aumenta nas economias de origem, o investimento em infraestrutura cai, enquanto nas economias anfitriãs aumenta. Os autores reforçam que evidências encontradas em 77 países sustentam a teoria apresentada no estudo.

Di Maria e Lazarova (2012), ao investigarem os efeitos da migração de trabalhadores qualificados nos países em desenvolvimento, encontraram que a taxa de migração exerce papel significativo sobre o nível e a composição do capital humano. Nesse trabalho, foram realizadas simulações e análise de regressão e os resultados apontaram que 70% dos países da amostra apresentou menos crescimento como consequência da migração de cérebros.

Diante do exposto, é possível constatar que não há um consenso na literatura sobre os reais efeitos da migração de indivíduos altamente qualificados sobre o investimento em capital humano nas economias de origem, já que há uma ampla quantidade de evidências empíricas positivas e negativas a respeito dos impactos desse fenômeno.

3 Metodologia

3.1 Índices de produtividade considerando a migração de capital humano

Esse estudo segue a estratégia empírica proposta por Becker, Ichino e Peri (2004), que investigaram quão grande é o *brain drain* na Itália. Os autores em destaque sugerem dois indicadores para mensurar o quociente de produtividade média regional a partir da realocação de emigrantes nas suas regiões de partida. O primeiro indicador é baseado na abordagem do capital humano, em especial, na chamada equação *minceriana* de determinação de salários. Eles assumem que o logaritmo da renda do trabalho (*proxy* para a produtividade) se relaciona linearmente com a variável de escolaridade, uma vez que o aumento no tempo de estudo gera incrementos positivos nos salários do trabalhador². Já o segundo

² Na adaptação desta metodologia para o caso brasileiro, Bezerra e Silveira Neto (2008) também assumiram que a relação entre salários e escolaridade é linear. A variável indicadora da educação do indivíduo é contínua (anos completos de estudo).

indicador de produtividade é baseado no quociente entre a participação de mão de obra altamente instruída entre os emigrantes e a participação verificada na população residente (inclusive imigrantes).

Portanto, faz-se uma extensão da metodologia em destaque ao se relaxar duas hipóteses centrais: (a) a linearidade entre salários e escolaridade e (b) a ausência de viés de seleção amostral na estimativa dos coeficientes de retorno à educação. Primeiro, há diversos estudos que apontam uma relação não linear entre salários e educação (SOARES; GONZAGA, 1997; TROSTEL, 2004; CRESPO; REIS, 2006). Segundo, estimativas de equações *mincerianas* envolvendo amostras de migrantes e não migrantes incorrem em viés de seleção amostral em razão de os migrantes serem indivíduos não aleatórios, isto é, são, em média, mais motivados, perseverantes, amantes do risco, empreendedores em relação aos não migrantes (CHISWICK, 1978; JUSTO; SILVEIRA NETO, 2004; SANTOS JÚNIOR; MENEZES FILHO; FERREIRA, 2005).

3.1.1 Índices baseados em retorno à educação

Para explicitar a referida proposta metodológica, considere-se $h_{kj}^P \equiv \frac{L_k^P}{P_j}$ e $h_{kj}^E \equiv \frac{L_k^E}{E_j}$ proporções de indivíduos com nível de instrução k , respectivamente, para as populações residente e emigrante da região j . Seja $k = 0$ um indexador de pessoas sem instrução ou nível de ensino fundamental incompleto; $k = 1$ refere-se a pessoas com ensino fundamental completo e médio incompleto, $k = 2$ indivíduos com ensino médio completo e superior incompleto e $k = 3$ indexa pessoas com ensino superior completo. Os demais termos, L_k^P e L_k^E são, nessa sequência, o número total de indivíduos por nível de instrução da população de origem e da população emigrante em idade ativa no período; P_j é o total da população residente e E_j o total da população emigrante.

Desse modo, o índice que avalia a relação entre o capital humano médio (produtividade média) de emigrantes e de residentes é definido como:

$$\Psi_j = \frac{\sum_{k=0}^3 h_{kj}^E e^{\beta_k}}{\sum_{k=0}^3 h_{kj}^P e^{\beta_k}}, \quad (1)$$

Onde β_k é o coeficiente de retorno à educação para a faixa de instrução k , considerando a faixa de instrução ($k = 0$) como grupo de comparação³.

O indicador em destaque é uma *proxy* para o quociente de produtividade média entre os grupos de emigrantes e residentes na região emissora j . O numerador e o denominador da equação (1) são, respectivamente, médias ponderadas dos salários medianos por faixas de instrução para populações emigrante e residente, tendo como pesos a participação de cada grupo de instrução nas referidas populações⁴. Ademais, observe-se que o numerador da equação (1) capta a produtividade “perdida” em razão da emigração, isto é, aquela que seria obtida caso os emigrantes tivessem permanecido na região de origem (contrafactual), enquanto o denominador mensura a produtividade média da população residente (inclusive imigrantes sobreviventes)⁵.

Vale notar que, se $\Psi_j > 1$, a média de capital humano dos emigrantes é maior que a média de capital humano dos residentes. Logo, a emigração está associada a uma redução da produtividade na região j . Caso contrário, se $\Psi_j < 1$, a média de capital humano dos emigrantes é menor que a observada para os residentes, e, portanto, teria-se aumento da produtividade.

Becker, Ichino e Peri (2004) consideram uma versão agregada do indicador (1), ao ponderá-lo pela taxa de emigração da região j :

$$\Psi_j = \eta_j \Psi_j, \quad (2)$$

³ Nesse caso, vale a seguinte normalização $\beta_k = 0$.

⁴ A necessidade de adaptação da metodologia de Becker, Ichino e Peri (2004) decorre do fato do Censo Demográfico de 2010 apresentar apenas a variável de escolaridade por faixa de instrução e não anos de estudo, isto é, a variável disponível é discreta, não contínua. Por outro lado, essa especificação pressupõe que a relação entre salários e educação é não linear.

⁵ Supõe-se ausência de externalidades de capital humano, isto é, ganhos de produtividade que os trabalhadores podem auferir pela interação com pessoas mais qualificadas em localidades com elevada concentração de capital humano (RAUCH, 1993; MORETTI, 2004). No entanto, Becker, Ichino e Peri (2004) argumentam que na presença de externalidades de capital humano e inovações tecnológicas e crescimento, o impacto da “fuga de cérebros” sobre a produtividade pode ser amplificado.

Onde $\eta_j = \frac{E_j}{P_j} 100$ é taxa de emigração da região j – quociente entre os emigrantes e a população residente em idade ativa.

O indicador (2) varia de 0 a 100. Quanto mais próximo de 100, maior a perda de capital humano (produtividade) da região j em razão de trocas populacionais. Contudo, essa perda pode ser decomposta em: (a) mudanças agregadas decorrentes da emigração de trabalhadores (η_j) e mudanças derivadas do capital humano médio dos emigrantes (ψ_j).

Em linhas gerais, os indicadores (1) e (2) capturam a relação entre produtividade contrafactual de emigrantes e produtividade da população residente, respectivamente, em termos *per capita* e agregado.

3.1.2 Índices baseados trabalhadores altamente qualificados

A importância de indivíduos altamente qualificados para pesquisa e desenvolvimento (P&D) com o direcionamento de habilidades ao incremento tecnológico é mencionada como vantagem proporcionada pela migração de “cérebros” por diversos pesquisadores (DAVENPORT, 2004; GONÇALVES; RIBEIRO; FREGUGLIA, 2012). No entanto, a questão controversa é que a região de origem do emigrante pode sofrer com a perda de trabalhadores qualificados (*drain effect*), ou se beneficiar dos incentivos da migração qualificada sobre a população residente (*brain effect*).

Considere-se a média de trabalhadores qualificados (com curso superior completo) na população residente da região j como $g_j^P = \frac{G_j^P}{P_j}$, sendo P_j representa o total da população residente em idade ativa e G_j^P o total da força de trabalho graduada. Por outro lado, defina-se a média de trabalhadores qualificados entre os emigrantes como $g_j^E = \frac{G_j^E}{E_j}$, de modo que o termo E_j representa o total de emigrantes da região j em idade ativa e G_j^E o número de trabalhadores qualificados entre os emigrantes.

Dessa forma, Becker, Ichino e Peri (2004) também propõem dois indicadores baseados na perda de trabalhadores qualificados. O primeiro, pode ser calculado conforme a equação abaixo:

$$\gamma_j = \frac{g_j^E}{g_j^P}. \quad (3)$$

O indicador em destaque varia de 0 a $+\infty$ e seu valor crítico é 1. Se $\gamma_j > 1$, isso indica que a média de trabalhadores qualificados entre os emigrantes é maior que a média observada entre a população residente, ou seja, o efeito da migração sobre a produtividade pode ser negativo. A versão agregada desse último indicador pode ser obtida por:

$$\Gamma_j = 100 \frac{G_j^E}{G_j^P}. \quad (4)$$

O indicador agregado (4) varia de 0 a 100. Quanto mais próximo de 100, maior a fração de força de trabalho altamente qualificada perdida em razão de migrações.

3.2 Estimação dos Coeficientes de Retornos à Educação

O cálculo do indicador de produtividade relativa (1) depende de estimativas consistentes para os coeficientes de retorno à educação β_k . No trabalho de Becker, Ichino e Peri (2004), foram consideradas estimações realizadas nos trabalhos de Flabbi (1997), Cobalti e Schizzerotto (1995), Erickson e Ichino (1995), Lucifora e Reilly (1990). O valor escolhido por eles foi de 0,035, com base em uma variável contínua de anos de estudo. Já no Brasil, Bezerra e Silveira Neto (2008) também adotaram a mesma estratégia empírica de Becker, Ichino e Peri (2004), isto é, escolheram coeficientes de retorno à educação com base nos trabalhos de Soares e Gonzaga (1997) e Santos Júnior, Menezes Filho e Ferreira (2005), isto é, valores pertencentes ao intervalo de 0,09 a 0,234.

Contudo, vale ressaltar que os trabalhos acima citados consideram algumas hipóteses: (a) estimativa de um único coeficiente de retorno à educação, ou seja, admitem uma relação linear entre escolaridade

de rendimentos e (b) não há qualquer correção para viés de seleção amostral envolvido condição de migrante.

Nesta pesquisa, a variável de educação é tratada de forma qualitativa (faixas de instrução), ou seja, admite-se, na equação *minceriana* de salários, que o retorno à educação pode variar de forma não linear a partir do avanço da escolaridade. Os estudos de Soares e Gonzaga (1997), Rocha, Silveira Neto e Gomes (2011), Freguglia (2009), Crespo e Reis (2006) respaldam essa estratégia.

Segundo, haja vista que os migrantes podem fazer parte de um grupo positivamente selecionado (SANTOS JÚNIOR; MENEZES FILHO; FERREIRA, 2005), a correção de um possível viés de seleção amostral torna-se importante para o cálculo de “perdas” ou “ganhos” de produtividade/capital humano associadas à emigração⁶. Para tanto, os coeficientes β_k , empregados para o cálculo dos índices (1) e (2), foram obtidos considerando um modelo de determinação de rendimentos sob seleção amostral envolvida na decisão de migração (HECKMAN, 1979), conforme apresentado a seguir.

3.2.1 Modelo Empírico

Considere que a decisão de permanência na cidade de origem dependa de um benefício líquido ($\mu'Z_i - u_i > 0$) positivo. Seja m o número de emigrantes e s o número de não migrantes de determinada localidade. Então, a referida decisão pode ser representada por:

$$S = \begin{cases} 1 & \leftrightarrow \mu'Z_i > u_i \\ 0 & \leftrightarrow \mu'Z_i \leq u_i \quad \forall i = 1, \dots, s+m, \end{cases} \quad (5)$$

onde i indexa cada trabalhador; S é um variável indicadora que assume o valor 1 se o indivíduo permaneceu no município de nascimento e 0 caso o indivíduo tenha emigrado desse local; Z_i é um vetor de variáveis socioeconômicas (gênero, idade, raça, instrução etc) que influenciam a decisão de migrar e u_i é um termo de erro aleatório com média zero e variância constante.

O processo de geração de salários no município j de origem é dado pela seguinte equação *minceriana*:

$$Y_i^* = \alpha + \beta_1 D_{1i} + \beta_2 D_{2i} + \beta_3 D_{3i} + \theta' X_i + \varepsilon_i, \quad (6)$$

onde Y_{ij}^* é rendimento-hora do trabalhador i ; D_{1i} , D_{2i} e D_{3i} são variáveis *dummies* de faixa de instrução, tal que $D_{1i} = 1$ indica que o trabalhador possui ensino fundamental completo e médio incompleto, $D_{2i} = 1$ informa que o trabalhador tem ensino médio completo e superior incompleto e $D_{3i} = 1$ que o indivíduo tem ensino superior completo⁷; X_i é um vetor de características observadas do indivíduo que determinam seu rendimento; $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ é um termo de erro randômico normalmente distribuído, com média zero e variância constante σ^2 ; β_1 , β_2 e β_3 são coeficientes de retorno salarial à educação; α é o coeficiente de intercepto e θ é um vetor de coeficientes associados às demais variáveis de controle (características do indivíduo e da família).

Cabe observar que, na equação (6), a renda por hora de trabalho Y_i apenas é observada para aqueles indivíduos ocupados que não migraram $Y_i = SY_i^*$, ou seja, não se conhece o rendimento do emigrante i da região j caso o mesmo tivesse permanecido no referido local (variável dependente censurada). Conforme demonstrado por Heckman (1979), uma vez que u_i e ε_i são correlacionados, a estimativa de (6) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), desconsiderando o processo de seleção amostral, pode produzir parâmetros tendenciosos (viés de seleção amostral).

⁶ O migrante positivamente selecionado é aquele indivíduo com melhores características produtivas não observáveis, isto é, uma pessoa, em média, mais apta em habilidades inatas que os não migrantes, a saber: maior motivação, empreendedorismo, ambição etc (SANTOS JÚNIOR; MENEZES FILHO; FERREIRA, 2005).

⁷ Considere como categoria omitida a variável $D_{0i} = 1$, que assume valor 1 para indivíduos sem instrução ou com ensino fundamental incompleto e 0 caso contrário.

No modelo (5)-(6), assume-se que as variáveis $(X_i, Z_i, u_i, \varepsilon_i)$ são distribuídas de forma independentes, que (X_i, Z_i) exógenas, sendo que Z_i inclui ao menos uma variável não presente em X_i (restrição de exclusão)⁸ e que u_i e ε_i são correlacionadas a partir do coeficiente $\rho \in [-1, 1]$.

O processo de estimação do modelo (5)-(6) pode ser realizado de forma consistente em duas etapas ou conjuntamente por Máxima Verossimilhança (MV), conforme sugerido por Heckman (1979). Para tanto, considere-se que os termos randômicos de (5) e (6) seguem uma distribuição normal bivariada. Heckman (1979) mostra que a variável de correção para viés de seleção amostral $E(\varepsilon_i | S = 1) = \lambda_i$ pode ser calculada após a estimação da equação (5) por um *probit* segundo o método de Máxima Verossimilhança (MV)⁹. Ou seja:

$$\lambda_i = \frac{f(\widehat{\mu}'Z_i)}{F(\widehat{\mu}'Z_i)} \leftrightarrow S = 1,$$

onde f é a densidade normal padrão, F é a função de distribuição normal acumulada e $\widehat{\mu}'Z_i$ é a predição linear da equação (5).

No segundo estágio, faz-se a estimativa da equação de salários (4) por MQO para a amostra de não migrantes, cujos parâmetros são corrigidos para viés de seleção amostral a partir da introdução de λ_i como covariada adicional.

Embora o método de duas etapas seja computacionalmente simples, a estimação conjunta de (5)-(6) por MV é eficiente e assegura que o coeficiente de correlação linear entre os termos randômicos esteja no intervalo $[-1, 1]$ (TOOMET; HENNINGSEN, 2008). Nesse sentido, os parâmetros do modelo são obtidos de forma consistente a partir da maximização da seguinte função de log-verossimilhança:

$$\begin{aligned} l = & \sum_{i \in \{S=0\}} \log \Phi(\mu'Z_i) + \\ & \sum_{i \in \{S=1\}} \left[\log \Phi \left(\frac{\mu'Z_i + \rho(Y_i - \alpha - \beta_1 D_{1i} + \beta_2 D_{2i} - \beta_3 D_{3i} - \theta'X_i)}{\sqrt{1 - (\sigma\rho)^2}} \right) \right] + \\ & \sum_{i \in \{S=1\}} \left[-\frac{1}{2} \log(2\pi) - \log(\sigma) - \frac{(Y_i - \alpha - \beta_1 D_{1i} + \beta_2 D_{2i} - \beta_3 D_{3i} - \theta'X_i)}{2\sigma^2} \right]. \end{aligned} \quad (7)$$

Portanto, nesse ensaio, a forma de correção do viés de seleção amostral utilizada foi estimação conjunta de (5)-(6) por MV.

4 Base de dados e tratamentos

Os dados utilizados neste estudo foram provenientes do Censo Demográfico de 2010. Além de fornecer características gerais da população, o Censo fornece informações sobre migração, fecundidade, nupcialidade, mortalidade, mão de obra, famílias e domicílios, para cada unidade da federação. Devido à complexidade do procedimento de apuração, a periodicidade de divulgação dos resultados é de 10 anos. Contudo, por se tratar de uma amostra representativa para municípios, abrangente e detalhada, optou-se pela utilização desta base de dados.

Foram selecionadas duas amostras: (i) uma amostra para a estimação dos coeficientes de retorno à educação e (ii) uma amostra para contagens de emigrantes, população, cálculo de proporções e dos índices de produtividade relativa.

Na primeira amostra, foram selecionadas apenas pessoas com nacionalidade brasileira entre 25 e 65 anos, chefes de domicílio ocupados na semana de referência e que informaram seu grau de instrução.

⁸ A identificação dos parâmetros estruturais do modelo em destaque (aleatorização do processo de seleção) pode ser alcançada por propriedades não lineares atreladas a própria variável de controle presente na estratégia de estimação paramétrica. Contudo, a imposição de restrições de exclusão facilita esse processo (SÖDERBOM, 2009; VELLA, 1998).

⁹ O método da máxima verossimilhança (MV) é bastante empregado na estimativa de modelos econométricos não lineares (BERNDT et al., 1974).

Além disso, foram mantidas apenas pessoas que não frequentavam curso, que informaram o município de residência anterior, com salário definido, cor declarada e migrantes/não-migrantes intermunicipais. O migrante foi definido como a pessoa que não nasceu no município recenseado (residia há no máximo 2 anos) e afirmou ter morado em outro município anteriormente. Desse modo, foram excluídos migrantes de retorno por naturalidade e pessoas que provavelmente migraram para se instruir. Já o não migrante é a pessoa que nasceu e sempre residiu no município recenseado. As variáveis selecionadas para a estimação do modelo empírico (5)-(6) seguem o padrão documentado na literatura especializada (SANTOS; POSTELVINAY, 2003; SOARES; GONZAGA, 1997; ROCHA; SILVEIRA NETO; GOMES, 2011).

A ideia da variável rede de migrantes é capturar o efeito da exposição das informações trazidas por migrantes anteriores. Buscou-se observar se essas informações anteriores refletiram na decisão dos indivíduos permanecerem no município. Convém lembrar que essa variável está sendo usada como restrição de exclusão. Isso pressupõe que o efeito da rede de migrantes anteriores só atua diretamente sobre a decisão de migrar, não sobre a determinação dos salários (TOOMET; HENNINGSEN, 2008).

Na segunda amostra, o migrante também foi definido como a pessoa que não nasceu no município recenseado, que residia há no máximo 2 anos, que não frequentava curso e que afirmou ter morado anteriormente em outro município¹⁰. Os emigrantes foram alocados no município de residência anterior, contagem esta ponderada pelo peso amostral, isto é, expandida para a população. Também foram considerados apenas brasileiros entre 25 e 65 anos. Feito isto, os emigrantes foram alocados junto com os residentes (não migrantes e imigrantes) no mesmo município.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas da amostra utilizada na estimação dos coeficientes de retorno à educação. O número total de observações foi distribuída em 161.472 indivíduos migrantes (10,4%) e 1.393.767 não migrantes (89,6%).

Em geral, a amostra é composta em sua maioria por chefes de domicílio do sexo masculino, de cor de pele branca ou parda, sem instrução e fundamental incompleto, com carteira assinada, que vive com cônjuge, que não reside em metrópoles e cujo setor de residência é urbano.

Destaca-se a categoria de ensino superior completo, onde o percentual de migrantes com tal característica foi superior ao percentual de não migrantes (15,12% contra 9,26%). Outras variáveis como setor de residência urbano, posição na ocupação com carteira assinada, residência em metrópole e indivíduo que não vive com cônjuge também apresentaram distribuição percentual com maior peso entre os migrantes. A média de dos migrantes foi inferior à registrada para os não migrantes (37 anos contra 41 anos). Já a média de rendimento do trabalho por hora e a média de horas trabalhadas por semana também foram relativamente favoráveis aos migrantes (37 horas contra 29 horas e 44 horas contra 42 horas, respectivamente).

Os estados com maior percentual de indivíduos selecionados foram São Paulo (19,04% de migrantes e 17,00% de não migrantes) e Minas Gerais (11,50% de migrantes e 15,51% de não migrantes), que juntos compõem mais de 30% da amostra.

¹⁰ Para os migrantes, foi considerada a idade na data de migração, isto é, a idade na data do Censo com o desconto do tempo de residência no município.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas da amostra

Variáveis Utilizadas	Migrantes (%)	Não Migrantes (%)
<i>Gênero</i>		
Masculino	78,74	75,44
Feminino	21,26	24,56
<i>Cor da pele</i>		
Branca	50,17	50,93
Preta	8,16	8,62
Parda	40,24	39,24
Vermelha/amarela	1,43	1,21
<i>Faixa de instrução</i>		
Sem instrução e fundamental incompleto	44,06	49,93
Fundamental completo e médio incompleto	15,53	15,63
Médio completo e superior incompleto	25,28	25,18
Superior completo	15,12	9,26
<i>Posição na ocupação</i>		
Empregado carteira assinada	48,78	40,21
Militares/funcionário público	6,16	6,37
Empregados sem carteira assinada	21,36	20,38
Conta própria	21,65	30,86
Empregador	2,05	2,19
<i>Convivência com cônjuge</i>		
Vive com cônjuge	73,72	76,91
Não vive com cônjuge	26,28	23,09
<i>Tipo do município de residência</i>		
Metrópole	34,73	30,54
Não Metrópole	65,27	69,46
<i>Setor de residência</i>		
Zona urbana	80,25	76,56
Zona rural	19,75	23,44
<i>Estado de residência anterior</i>		
Rondônia	1,59	0,29
Acre	0,32	0,40
Amazonas	0,65	1,16
Roraima	0,18	0,11
Pará	3,12	2,48
Amapá	0,19	0,22
Tocantins	1,60	0,77
Maranhão	2,85	2,44
Piauí	1,24	1,96
Ceará	2,52	3,91
Rio Grande do Norte	1,48	1,86
Paraíba	1,48	2,63
Pernambuco	3,19	4,33
Alagoas	1,47	1,45
Sergipe	0,88	1,24
Bahia	6,00	7,48
Minas Gerais	11,50	15,51
Espírito Santo	1,97	2,07
Rio de Janeiro	4,60	7,69
São Paulo	19,04	17,00
Paraná	8,57	5,86
Santa Catarina	5,43	4,68
Rio Grande do Sul	7,83	8,95
Mato Grosso do Sul	2,47	1,07
Mato Grosso	3,53	0,85
Goiás	5,07	3,23
Distrito Federal	1,21	0,36
<i>Médias</i>		
Idade	37,53	41,43
Idade ao quadrado	92,01	108,06
Rede de migrantes	0,05	0,05
Rendimento do trabalho por hora	37,02	29,62
Horas trabalhadas por semana	44,31	42,00
<i>Total de observações</i>	161.472	1.393.767

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

5 Resultados

5.1 Determinantes da migração e do rendimento do trabalho

A Tabela 2, a seguir, apresenta os resultados de estimação referentes à equação de determinação da decisão migração (5). Os dados são registrados em termos de coeficientes do modelo *probit* e efeitos marginais na média das covariadas. O modelo apresentou uma alta taxa de predição correta, aproximadamente 89,65%, evidência que comprova os bons resultados obtidos, em sua maioria significativos ao nível de 1%.

Os dados mostram que o coeficiente associado à variável idade indicou que a chance dos indivíduos mais experientes permanecerem no município de origem é maior do que para indivíduos mais jovens, isto é, com o aumento da idade em 1 ano, a probabilidade de o trabalhador não emigrar aumenta em 0,38%. Os resultados corroboram com a teoria do capital humano, que sugere que os jovens são mais predispostos a migrar por assumirem maior risco do que indivíduos mais velhos.

A probabilidade de homens chefes de domicílio não emigrarem é 3,41% menor do que a probabilidade de mulheres não realizarem a migração. Já em relação à raça, para indivíduos de cor parda e avermelhada, a chance de não emigrar é menor do que para indivíduos brancos.

Quanto à ocupação, pessoas ocupadas por conta própria, militares/funcionários públicos e empregadores apresentaram maior probabilidade de serem não migrantes do que indivíduos com carteira assinada (coeficientes positivos).

Sobre o nível de instrução, os responsáveis por domicílios com ensino superior completo possuem 5,54% de chance a menos de serem não migrantes quando comparados aos trabalhadores sem instrução ou fundamental incompleto. Para os demais estratos de escolaridade, a probabilidade de não emigrar para outra cidade foi levemente maior em relação ao grupo sem instrução e com ensino fundamental incompleto.

Os chefes de domicílio residentes em metrópoles e/ou em zonas urbanas apresentaram menor chance de não migrar ou, em outras palavras, residentes nessas áreas apresentam maior probabilidade de emigrarem para outro município. Os trabalhadores que vivem com cônjuge, pela estabilidade ou família já constituída, apresentaram menos chance de fazerem parte do grupo de migrantes.

A variável rede de migrantes (proporção de migrantes anteriores na população do município) procura captar efeitos de exposição às informações trazidas por ondas anteriores de migração. Os resultados reforçam essa conjectura ao mostrarem que a probabilidade de permanência no local de residência diminui em cerca de 80,89% caso essa rede aumente em 1 ponto percentual.

Tabela 2 – Regressão *Probit* – Determinantes da permanência no município de residência – variável dependente binária (1 - não migrante; 0 - migrante)

Covariadas	(1) Coeficiente	(2) Efeito Marginal na média
Masculino	-0,1803*** (0,0011)	-0,0341*** (0,0012)
<i>Feminino (omitida)</i>		
Parda	-0,0442*** (0,0010)	-0,0066*** (0,0013)
<i>Branca (omitida)</i>		
Preta	0,0057*** (0,0017)	-0,0003 (0,0022)
<i>Branca (omitida)</i>		
Vermelha/amarela	-0,0403*** (0,0038)	-0,0111*** (0,0042)
<i>Branca (omitida)</i>		
Idade	0,0223*** (0,0001)	0,0036*** (0,0001)
Idade ao quadrado	-0,0003*** (4,3261e-08)	-0,0001*** (2,6696e-08)
Fundamental completo e médio incompleto	0,0712*** (0,0013)	0,0059*** (0,0010)
<i>Sem instrução ou fundamental incompleto (omitida)</i>		
Médio completo e superior incompleto	0,1308*** (0,0012)	0,0087*** (0,0014)
<i>Sem instrução ou fundamental incompleto (omitida)</i>		
Superior completo	-0,0357*** (0,0015)	-0,0554*** (0,0058)
<i>Sem instrução ou fundamental incompleto (omitida)</i>		
Conta própria	0,3561*** (0,0012)	0,0263*** (0,0013)
<i>Empregado com carteira assinada (omitida)</i>		
Empregador	0,3306*** (0,0031)	0,0167*** (0,0019)
<i>Empregado com carteira assinada (omitida)</i>		
Empregados sem carteira assinada	0,1132*** (0,0013)	-0,0014 (0,0016)
<i>Empregado com carteira assinada (omitida)</i>		
Militares/funcionário público	0,0144*** (0,0019)	0,0171*** (0,0025)
<i>Empregado com carteira assinada (omitida)</i>		
Vive com cônjuge	0,1622*** (0,0011)	0,0325*** (0,0012)
<i>Não vive com cônjuge (omitida)</i>		
Metrópole	-0,0004 (0,0010)	-0,0148* (0,0089)
<i>Não Metrópole (omitida)</i>		
Zona urbana	-0,0976*** (0,0014)	-0,0075*** (0,0020)
<i>Zona rural (omitida)</i>		
Rede de migrantes	-5,0964*** (0,0194)	-0,8086*** (0,1594)
Intercepto	0,6137*** (0,0032)	
<i>Dummies estaduais (São Paulo omitida)</i>	sim	sim
Probabilidade de permanência (média)	0,8962	
Taxa de predições corretas	89,65%	
Observações	1.555.239	1.555.239

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade e ao agrupamento de observações por municípios (*cluster robust*) entre parênteses. *** Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%. * Estatisticamente significativo a 10%.

Os resultados da estimação da equação *minceriana* (6), com e sem correção do viés de seleção amostral, encontram-se na Tabela 3 a seguir. Essas regressões foram obtidas, respectivamente, por MQO e por MV considerando correlação em variáveis não observadas de (5).

Conforme pode ser observado, o coeficiente de correlação dos termos randômicos de (5) e (6), ρ , foi estatisticamente significativo e positivo. Tal achado aponta que a regressão de salários/*minceriana* estimada por MQO registra coeficientes tendenciosos em virtude de viés de seleção amostral. Portanto, a estimativa do modelo estrutural (5)-(6) por MV revela-se robusta na correção de tal viés.

Os dados também revelam que os coeficientes associados às *dummies* de instrução, β_1 , β_2 e β_3 , foram positivos e estatisticamente significativos, sendo maiores em relação à categoria omitida sem instrução ou fundamental incompleto. Conforme esperado, os indivíduos com nível superior completo apresentaram maiores retornos sobre os salários (1,1081 ponto de logaritmo), reforçando a ideia de que

quanto maior a escolaridade, maiores os retornos sobre a produtividade do trabalho.

Note-se que ao se ignorar a presença de viés de seleção amostral em razão da condição de migrante, os coeficientes de retorno à educação para as faixas de instrução *fundamental completo e médio incompleto* e *médio completo e superior incompleto* seriam ligeiramente subestimados, enquanto o retorno associado à faixa de instrução *superior completo* seria superestimado.

Outros resultados corroboram a literatura especializada (SOARES; GONZAGA, 1997; SANTOS JÚNIOR; MENEZES FILHO; FERREIRA, 2005). Por exemplo, os indivíduos com maiores retornos salariais foram aqueles com as seguintes características: homens, pessoas de cor branca, pessoas que vivem em companhia de cônjuge e aqueles que moram em metrópoles ou áreas urbanas. Para a variável idade, os retornos salariais foram decrescentes, indicando que aqueles indivíduos com idade muito avançada são pior remunerados. Já os indivíduos com ocupação militar/funcionário público e empregadores apresentaram melhor remuneração em relação a trabalhadores com carteira assinada (categoria de referência), enquanto os ocupados por conta própria e sem carteira assinada foram pior remunerados em relação a mesma categoria omitida.

Tabela 3 – Regressões lineares com e sem correção para viés de seleção amostral – variável dependente – rendimento/hora do trabalho principal (em logaritmo)

Covariadas	(1) MQO (não corrigida)	(2) MV (corrigida)
Masculino	0,2393***	0,2010***
<i>Feminino (omitida)</i>	(0,0015)	(0,0005)
Parda	-0,1387***	-0,1380***
<i>Branca (omitida)</i>	(0,0014)	(0,0005)
Preta	-0,1626***	-0,1496***
<i>Branca (omitida)</i>	(0,0022)	(0,0008)
Vermelha/amarela	-0,0649***	-0,0773***
<i>Branca (omitida)</i>	(0,0055)	(0,0019)
Idade	0,0103***	0,0145***
	(0,0001)	(2,7335e-07)
Idade ao quadrado	-0,0002***	-0,0003***
	(7,7610e-05)	(2,0132e-08)
Fundamental completo e médio incompleto	0,2180***	0,2286***
<i>Sem instrução ou fundamental incompleto (omitida)</i>	(0,0018)	(0,0006)
Médio completo e superior incompleto	0,4256***	0,4362***
<i>Sem instrução ou fundamental incompleto (omitida)</i>	(0,0016)	(0,0006)
Superior completo	1,1653***	1,1081***
<i>Sem instrução ou fundamental incompleto (omitida)</i>	(0,0022)	(0,0008)
Conta própria	-0,0448***	-0,0369***
<i>Empregado com carteira assinada (omitida)</i>	(0,0015)	(0,0005)
Empregador	0,5035***	0,5055***
<i>Empregado com carteira assinada (omitida)</i>	(0,0040)	(0,0014)
Empregados sem carteira assinada	-0,2066***	-0,2202***
<i>Empregado com carteira assinada (omitida)</i>	(0,0017)	(0,0006)
Militares/funcionário público	0,2412***	0,2370***
<i>Empregado com carteira assinada (omitida)</i>	(0,0027)	(0,0009)
Vive com cônjuge	0,0515***	0,0842***
<i>Não vive com cônjuge (omitida)</i>	(0,0015)	(0,0005)
Metrópole	0,2299***	0,2202***
<i>Não metrópole (omitida)</i>	(0,0014)	(0,0005)
Zona urbana	0,2598***	0,2428***
<i>Zona rural (omitida)</i>	(0,0019)	(0,0007)
Intercepto	2,1324***	1,8775***
	(0,0042)	(0,0015)
<i>Dummies estaduais (São Paulo omitida)</i>	sim	sim
ρ		0,8626***
		(0,0003)
σ		0,7846***
		(0,0002)
R2 ajustado	0,3984	
Observações	1.393.767	1.393.767

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010. Nota: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. *** Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%. * Estatisticamente significativo a 10%.

5.2 Migração de capital humano e produtividade

A Figura 1 apresenta gráficos de caixa (*box-plot*) para dois indicadores de diferença de produtividade média associada à mobilidade do capital humano: (a) o quociente de produtividade baseado em retornos à educação (ψ) e o quociente de produtividade sob a métrica de trocas de trabalhadores graduados (γ). Os gráficos de caixa permitem identificar a posição, dispersão, assimetria, comprimento da cauda e *outliers* do conjunto de observações municipais dos indicadores em destaque. Para tanto, os dados são apresentados por grupos de municípios conforme o tamanho populacional.

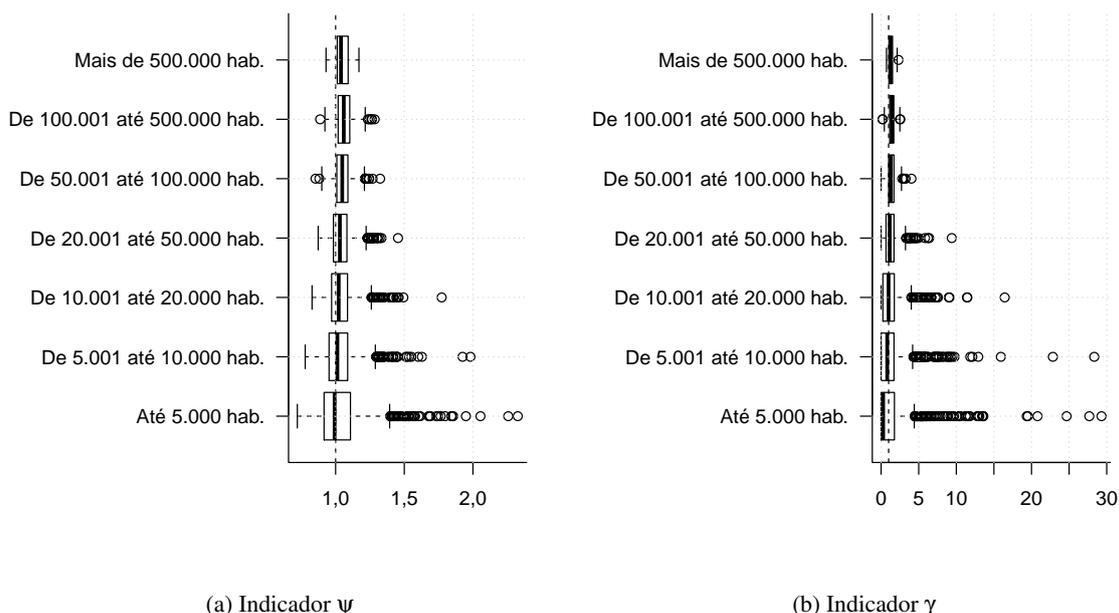


Figura 1 – Distribuição dos indicadores de diferença de produtividade média conforme o tamanho dos municípios – 2010

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.
 Nota: O valor 1 representa o limiar de perda de produtividade.

Os resultados mostram que o valor mediano do indicador ψ foi ligeiramente superior ao limiar 1 nos grupos de municípios de 20.001 até 50.000, 50.001 até 100.000, 100.001 até 500.000 e mais de 500.000 habitantes. Ou seja, na mediana, esses grupos parecem sofrer perda de produtividade média em decorrência da migração de capital humano. Por outro lado, observa-se que nos municípios de pequeno porte, isto é, nos grupos de até 5.000 habitantes e de 5.001 até 10.000 habitantes, a mediana é mais próxima do limiar 1, no entanto, há maior dispersão (heterogeneidade), assimetria à direita (concentração de “perdedores”) e maior presença de municípios com forte redução de produtividade média – *outliers* na cauda superior da distribuição de ψ . Logo, os achados chamam atenção para os municípios de pequeno porte no tocante à intensidade e à desigualdade envolvendo a redução de produtividade em razão da mobilidade do capital humano.

Já o indicador de perda de trabalhadores graduados (γ) apresentou valores mediano também próximos a 1. Contudo, cidades com população até 5.000 habitantes apresentaram valor médio do índice abaixo do limiar crítico ($\gamma < 1$). Isso significa que, nos municípios até 5.000, a “fuga de cérebros” não implicou em grande perda de trabalhadores graduados. Tais municípios apresentaram maior dispersão (heterogeneidade), assimetria a esquerda (concentração de “ganhadores”) e *outliers* na calda direita. Enquanto isso, municípios de grande porte apresentaram maior perda de pessoas com alta instrução.

A Tabela 4 contém informações sobre o quantitativo de municípios brasileiros, de acordo com o tamanho populacional, que apresentaram perda de produtividade e de trabalhadores graduados em razão das migrações intermunicipais.

Tabela 4 – Brasil – Perda de produtividade média em razão da migração de capital humano segundo o porte do município – 2010

Tamanho do município	Total de municípios ($\psi > 1$)	Total de municípios ($\gamma > 1$)	Total de municípios	Percentual de perdedores ($\psi > 1$)	Percentual de perdedores ($\gamma > 1$)
Até 5.000 hab.	696	520	1.462	47,6	35,6
De 5.001 até 10.000 hab.	720	577	1.304	55,2	44,2
De 10.001 até 20.000 hab.	794	650	1.309	60,7	49,7
De 20.001 até 50.000 hab.	620	547	947	65,5	57,8
De 50.001 até 100.000 hab.	246	233	310	79,4	75,2
De 100.001 até 500.000 hab.	167	168	198	84,3	84,8
Mais de 500.000 hab.	29	29	35	82,9	82,9
Total	3.272	2.724	5.565	58,8	48,9

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

No total, constata-se que mais da metade dos municípios brasileiros (58,8%) apresentou perda de produtividade média conforme o indicador que mensura o estoque de capital humano a partir do retorno à educação (ψ). Já sob o indicador de capital humano a partir de pessoas graduadas (γ), os dados mostram que pouco menos da metade dos municípios (48,9%) “perderam” capital humano (produtividade média) com migração de pessoas altamente instruídas. O maior número de municípios com perda de produtividade e de graduados em relação ao total foi verificado nas cidades médias, municípios com população entre 100.000 e 500.000 habitantes (84,3% e 84,8%, respectivamente). Já nos municípios até 5.000 habitantes, do total de 1.462 municípios, apenas 696 apresentaram perda de produtividade decorrente de migrações.

Para os demais municípios, o percentual de “perdedores” ficou acima de 50%, sobretudo, nos grupos de 20.001 até 100.000 habitantes. Nas grandes cidades – municípios com mais de 500.000 habitantes –, do total de 35 municípios, 29 registraram redução de produtividade (82,9%), proporção próxima à observada para as cidades médias.

A distribuição de municípios com redução de produtividade conforme os estados brasileiros e Distrito Federal encontram-se na [Tabela 5](#).

Tabela 5 – Brasil – Perda de produtividade média em razão da migração de capital humano segundo estados – 2010

Unidade Federativa	Total de municípios ($\psi > 1$)	Total de municípios ($\gamma > 1$)	Total de municípios	Percentual de perdedores $\psi > 1$	Percentual de perdedores $\gamma > 1$
Acre	12	10	22	54,5	45,5
Alagoas	39	32	102	38,2	31,4
Amapá	10	11	16	62,5	68,8
Amazonas	42	33	62	67,7	53,2
Bahia	280	205	417	67,1	49,2
Ceará	104	71	184	56,5	38,6
Distrito Federal	0	0	1	0,0	0,0
Espírito Santo	50	48	78	64,1	61,5
Goiás	119	116	246	48,4	47,2
Maranhão	116	77	217	53,5	35,5
Mato Grosso	78	65	141	55,3	46,1
Mato Grosso do Sul	44	38	78	56,4	48,7
Minas Gerais	529	438	853	62,0	51,3
Pará	89	76	143	62,2	53,1
Paraíba	89	68	223	39,9	30,5
Paraná	248	222	399	62,2	55,6
Pernambuco	99	81	185	53,5	43,8
Piauí	106	62	224	47,3	27,7
Rio de Janeiro	71	66	92	77,2	71,7
Rio Grande do Norte	86	55	167	51,5	32,9
Rio Grande do Sul	348	285	496	70,2	57,5
Rondônia	20	18	52	38,5	34,6
Roraima	11	10	15	73,3	66,7
Santa Catarina	190	175	293	64,8	59,7
São Paulo	398	381	645	61,7	59,1
Sergipe	39	33	75	52,0	44,0
Tocantins	55	48	139	39,6	34,5
Total	3.272	2.724	5.565	58,8	48,9

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

Nota:

Os estados com maior número de municípios “perdedores” em termos de produtividade média foram, respectivamente, Minas Gerais, São Paulo, Rio Grande do Sul, Bahia e Paraná, todos com mais de 200 municípios onde o fenômeno foi observado. Já os estados que apresentaram menor número de municípios “perdedores” foram Amapá, Roraima, Acre, Rondônia, Sergipe e Alagoas¹¹, todos com menos de 40 municípios nessa categoria.

Por outro lado, quando se observa o percentual de municípios com “redução” de produtividade média, considerando os dois indicadores (ψ e γ), destacam-se os municípios localizados nos estados do Rio de Janeiro (77,2% e 71,7%), Roraima (73,3% e 66,7%) e Rio Grande do Sul (70,2% e 57,5%).

Vale ressaltar que as classificações de municípios “perdedores” analisadas até o momento não consideram a intensidade de uma possível “fuga de cérebros”. Para uma identificação pontual desse fenômeno é preciso cotejar os indicadores de produtividade ψ e γ com outras informações, a saber taxa de emigração e percentual da força de trabalho com curso superior. Nesse sentido, a Tabela 6 apresenta um ranqueamento dos 20 municípios brasileiros com maior redução de produtividade média em razão de migrações intermunicipais, isto é, maiores postos no indicador ψ .

¹¹ O Distrito Federal não registrou perda conforme ambos os indicadores analisados.

Tabela 6 – Brasil – Municípios com maiores perdas de produtividade média em razão da migração de capital humano – 2010

UF	Porte	Município	ψ	γ	TEM (η)	Percentual da população com nível superior
GO	Até 5.000 hab.	Guarinos	2,33	27,69	2,03	3,04
SP	Até 5.000 hab.	Alambari	2,26	19,37	1,22	4,36
RS	Até 5.000 hab.	Coronel Barros	2,05	13,43	2,71	5,50
PI	De 5.001 até 10.000 hab.	Lagoa de São Francisco	1,98	15,93	1,35	3,92
MG	Até 5.000 hab.	Pedro Teixeira	1,95	11,67	3,61	5,67
PB	De 5.001 até 10.000 hab.	Marcação	1,92	28,34	1,15	1,96
PB	Até 5.000 hab.	Riachão	1,86	20,79	2,67	2,19
PI	De 5.001 até 10.000 hab.	Joca Marques	1,85	24,67	3,21	1,99
RS	Até 5.000 hab.	Pedras Altas	1,84	13,52	4,35	4,45
MG	Até 5.000 hab.	Oliveira Fortes	1,80	13,60	6,01	3,64
MA	De 10.001 até 20.000 hab.	Presidente Juscelino	1,77	16,44	1,25	3,27
PB	Até 5.000 hab.	Santo André	1,76	19,51	1,68	2,33
SC	Até 5.000 hab.	Cunhataí	1,75	13,06	2,28	4,13
PB	Até 5.000 hab.	Tenório	1,73	11,49	2,21	3,93
SP	Até 5.000 hab.	Vitória Brasil	1,69	8,24	2,90	6,69
RS	Até 5.000 hab.	Engenho Velho	1,69	12,92	4,27	3,98
RS	Até 5.000 hab.	Westfalia	1,68	11,81	4,53	2,85
MG	De 5.001 até 10.000 hab.	Prados	1,63	8,18	1,83	5,84
RS	Até 5.000 hab.	Lagoa Bonita do Sul	1,62	29,31	0,93	1,42
PI	Até 5.000 hab.	São Miguel do Fidalgo	1,60	8,83	7,34	3,54
Brasil						
		Média	1,04	1,27	5,02	6,10
		Mediana	1,02	0,98	4,60	5,41
		Desvio-padrão	0,12	1,74	2,51	3,50
		Min	0,72	0,00	0,00	0,34
		Max	2,33	29,31	26,60	36,13

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Dados ordenados pelo indicador ψ .

O município brasileiro com maior redução de produtividade média ocasionada pela migração foi Guarinos, localizado no estado de Goiás. A região Nordeste apresentou 8 municípios com maiores valores dos indicadores ψ e γ , sendo quatro deles localizados estados pobres como na Paraíba (Marcação, Riachão, Santo André e Tenório), três no Piauí (Lagoa de São Francisco, Joca Marques e São Miguel do Fidalgo) e um no Maranhão (Presidente Juscelino). No entanto, o estado brasileiro com mais municípios na lista “perdedores” foi o Rio Grande do Sul, onde os seguintes municípios registraram maiores perdas de produtividade: Coronel Barros, Pedras Altas, Engenho Velho, Westfalia e Lagoa Bonita do Sul. Todos os municípios ranqueados com maior redução de produtividade foram de porte pequeno – até 5.000 habitantes, de 5.001 a 10.000 habitantes e de 10.001 a 20.000 habitantes.

Outra evidência importante, conforme os dados da Tabela 6, é que os municípios com maiores valores do indicador ψ também possuem valores bastante superiores à média geral para o indicador γ . Ou seja, os dados sugerem que a perda de produtividade média está muito relacionada à perda líquida de pessoas graduadas. Cabe também observar que, no geral, os municípios em análise registram baixas taxas de população com curso superior completo (inclusive imigrantes sobreviventes) e baixas taxas de emigração quando comparadas às respectivas médias e medianas considerando todos os municípios brasileiros.

Em particular, quando se considera a baixa concentração de população sobrevivente com altamente instrução, percebe-se o fenômeno de “fuga de cérebros” parece ser mais intenso nos municípios de Lagoa Bonita do Sul (RS), Marcação (PB), Joca Marques (PI), Riachão (PB), Santo André (PB) e Westfalia (RS), os quais apresentam menos de 3% de população com curso superior completo. Apenas os municípios de Oliveira Fortes (MG) e São Miguel do Fidalgo (PI) registraram taxas de emigração superiores à média nacional, e, portanto, podem sofrer perdas de produção agregada relativamente maiores que os demais municípios analisados.

A Tabela 7 reúne as 20 cidades brasileiras que apresentaram menores postos no indicador de produtividade média ψ , isto é, localidades que possivelmente experimentaram um “efeito cérebro” benéfico.

Observa-se que, para todas as cidades listadas com maior “ganho” de produtividade, os valores de γ foram iguais a zero, pois não foi registrado nenhum emigrante graduado nos últimos dois anos na data do censo. Esse fato ocorreu, pois o conceito de migrante adotado, que considera 2 anos de residência, acabou “limitando” a amostra. Os valores de média e mediana consideram todos os municípios brasileiros, não apenas aqueles listados na Tabela 7. Os dados revelam que o município de Anhanguera, em Goiás, foi aquele com maior “ganho” de produtividade média em virtude de migrações intermunicipais. Dessa vez, a região nordeste apresentou apenas um município com menores valores para o ψ e γ , a cidade de Ipueira (0,79%), no Rio Grande do Norte.

Tabela 7 – Brasil – Municípios com maiores ganhos de produtividade média em razão da migração de capital humano – 2010

UF	Porte	Município	ψ	γ	TEM (η)	Percentual da população com nível superior
GO	Até 5.000 hab.	Anhanguera	0,72	0,00	2,73	14,65
SP	Até 5.000 hab.	São João de Iracema	0,74	0,00	1,54	8,13
SP	Até 5.000 hab.	Lourdes	0,75	0,00	3,13	7,83
TO	Até 5.000 hab.	Rio da Conceição	0,77	0,00	0,88	7,27
SP	Até 5.000 hab.	Guarani d’Oeste	0,77	0,00	7,54	8,94
SP	Até 5.000 hab.	Santa Cruz da Esperança	0,77	0,00	1,18	5,50
MG	Até 5.000 hab.	Coronel Xavier Chaves	0,78	0,00	1,98	8,44
MG	Até 5.000 hab.	Fama	0,78	0,00	1,11	8,10
SP	De 10.001 até 20.000 hab.	Sales Oliveira	0,78	0,00	1,99	11,41
PR	Até 5.000 hab.	Santo Antônio do Caiuá	0,78	0,00	6,10	9,05
MG	Até 5.000 hab.	Paiva	0,78	0,00	2,18	7,51
SP	Até 5.000 hab.	Arco-Íris	0,79	0,00	1,21	5,55
PR	Até 5.000 hab.	Uniflor	0,79	0,00	8,14	6,40
MG	Até 5.000 hab.	Santana do Jacaré	0,79	0,00	1,62	8,01
MS	Até 5.000 hab.	Taquarussu	0,79	0,00	5,77	11,18
MG	Até 5.000 hab.	Leandro Ferreira	0,79	0,00	3,45	7,46
SP	Até 5.000 hab.	Turiúba	0,79	0,00	5,05	12,03
SP	De 5.001 até 10.000 hab.	Arealva	0,79	0,00	3,18	7,99
RN	Até 5.000 hab.	Ipueira	0,79	0,00	5,96	7,14
TO	Até 5.000 hab.	Juarina	0,79	0,00	4,20	6,18
Brasil						
		Média	1,04	1,27	5,02	6,10
		Mediana	1,02	0,98	4,60	5,41
		Desvio-padrão	0,12	1,74	2,51	3,50
		Min	0,72	0,00	0,00	0,34
		Max	2,33	29,31	26,60	36,13

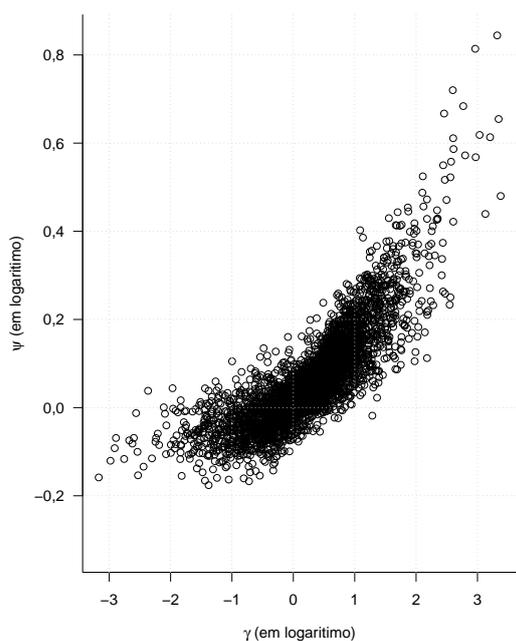
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Dados ordenados pelo indicador ψ .

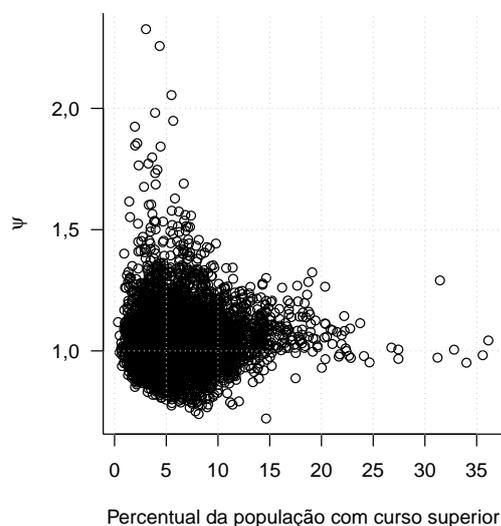
Contudo, o estado brasileiro com maior número de municípios com aumento de produtividade foi São Paulo, totalizando 8 cidades: São João de Iracema (0,74%), Lourdes (0,75%), Guarani d’Oeste (0,77%), Santa Cruz da Esperança (0,77%), Sales Oliveira (0,78%), Arco-Íris (0,79%), Turiúba (0,79%) e Arealva (0,79%). Todos os municípios listados na (Tabela 7) são cidades de pequeno porte.

Quando observado o percentual da população com nível superior, apenas os municípios de Santa Cruz da Esperança (5,50%) e Arco-Íris (5,55%) apresentaram valores abaixo da média para o Brasil (6,10%), indicando que a “fuga de cérebros” foi mais intensa nesses municípios. As demais cidades apresentaram grande percentual de indivíduos qualificados entre os residentes, acima da média nacional. Esse resultado sugere que os municípios com elevado percentual de residentes qualificados experimentam maiores “ganhos” de produtividade. Apenas os municípios de Uniflor (PR), Guarani d’Oeste (SP), Santo Antônio do Caiuá (PR), Taquarussu (MS), Ipueira (RN) e Turiúba (SP) tiveram TEM acima da média para o Brasil, onde nesses casos o capital humano ainda sobrevive apesar da maior propensão a saída de pessoas.

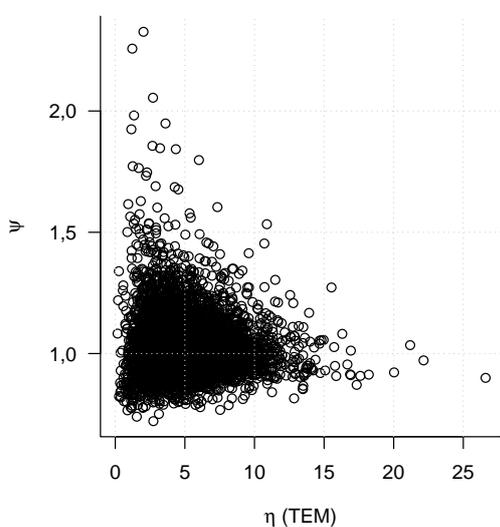
A Figura 2 procura sumarizar a análise feita até o momento, ao apresentar gráficos de dispersão entre indicadores-chave de produtividade média, taxa de população com curso superior e taxa de emigração.



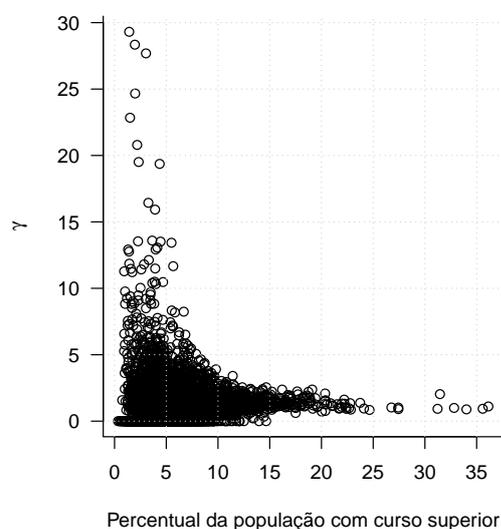
(a) Relação entre γ e ψ



(b) Relação entre a taxa da população com alta instrução e ψ



(c) Relação entre η e ψ



(d) Relação entre a taxa da população com alta instrução e γ

Figura 2 – Gráficos de dispersão entre indicadores de produtividade média e capital humano – 2010

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

Os dados mostram que os dois indicadores de produtividade ψ e γ se relacionam diretamente, ou seja, a medida que a perda de trabalhadores graduados (γ) aumenta, a perda de produtividade também aumenta de forma exponencial (Figura 2a). Observa-se ainda que a perda de produtividade (ψ) é maior nos municípios onde a participação das pessoas com alta instrução é maior (Figura 2b). Isso significa que, a medida que cresce a taxa da população altamente qualificada, a produtividade média nos municípios

decrece. Outro fato importante diz respeito a relação entre a taxa de emigração qualificada (η) e o indicador ψ , onde se verifica que os municípios com maior taxa de emigração qualificada possuem menos perda de produtividade (Figura 2c). Por fim, os municípios que com maior perda de trabalhadores qualificados são aqueles onde a participação de pessoas instruídas na população residente é baixa (Figura 2d).

Conforme os dados do Censo, o principal destino das migrações intermunicipais são as cidades médias (de 100.0001 até 500.000 habitantes) e grandes (com mais de 500.000 habitantes). Nessas rotas, também verifica-se as maiores participações de pessoas com curso superior completo. Diante desses fatos observados, cabe investigar qual o conjunto de municípios onde há uma forte combinação de perda de produtividade média em razão da migração de capital humano e baixo estoque de população com alta instrução.

A Tabela 8 registra um ranqueamento de um total 42 municípios brasileiros que apresentam as seguintes características: (a) indicador de produtividade média $\psi > 1$ (perda de capital humano) e taxa de população residente com nível superior inferior a 1,3% – baixo estoque de população qualificada.

Todos os municípios listados na Tabela 8 são municípios de pequeno porte, com população que varia de menos de 5.000 habitantes até 50.000 habitantes. A região Nordeste registrou o maior número de municípios listados, sendo o estado da Bahia aquele com mais cidades contabilizadas, 23 municípios ao todo. As demais regiões que registram municípios com maiores perdas de produtividade, *per capita* e agregada, foram as regiões Norte e Sul. Os municípios da região Norte foram Poço Dantas (PA) e Água Azul do Norte (PA), enquanto os municípios da região Sul foram Monte Alegre dos Campos (RS) e Turuçu (RS).

Destaca-se que os municípios com TEM elevada foram aqueles com maiores perdas agregadas, tanto para o indicador Ψ como para Γ . Isso acontece pois a TEM exerce um efeito “multiplicador” sobre a produtividade total, potencializando os efeitos sobre a produtividade das regiões emissoras de mão de obra qualificada. Os municípios com maior perda de produtividade média – Pau D’Arcos do Piauí (PI), Maetinga (BA), Elísio Machado (BA)– ao mesmo tempo experimentaram grande perda de trabalhadores qualificados, onde o indicador γ correspondente foi de 11,28; 9,25; 9,75 respectivamente. A relação entre os dois indicadores, ψ e γ , pode ser interpretada como um indício de possível existência de “fuga de cérebros”. Especialmente quando conjugadas com baixa taxa de capital humano, menor que 1,3%, infere-se que nessas localidades a “fuga de cérebros” teve um impacto mais “perverso”.

Tabela 8 – Municípios que combinam alta perda de produtividade média em razão da migração de capital humano e baixo estoque de população qualificada – 2010

UF	População	Município	ψ	η	Ψ	γ	Γ
Piauí	Até 5.000 hab.	Pau D' Arco do Piauí	1,40	5,27	7,38	11,28	59,44
Bahia	De 5.001 até 10.000 hab.	Maetinga	1,31	1,50	1,97	9,25	13,88
Bahia	De 5.001 até 10.000 hab.	Elísio Medrado	1,26	3,15	3,97	9,76	30,73
Piauí	Até 5.000 hab.	Vera Mendes	1,26	0,55	0,69	0,00	0,00
Maranhão	De 5.001 até 10.000 hab.	Central do Maranhão	1,18	3,55	4,19	0,00	0,00
Maranhão	De 10.001 até 20.000 hab.	Governador Newton Bello	1,17	3,79	4,43	6,58	24,95
Maranhão	De 10.001 até 20.000 hab.	Satubinha	1,16	1,45	1,68	0,00	0,00
Bahia	De 10.001 até 20.000 hab.	Muquém de São Francisco	1,13	4,56	5,13	5,07	23,11
Bahia	Até 5.000 hab.	Lajedinho	1,12	8,81	9,85	8,83	77,76
Bahia	De 5.001 até 10.000 hab.	Canápolis	1,12	7,24	8,10	0,00	0,00
Bahia	De 5.001 até 10.000 hab.	Lamarão	1,11	2,22	2,47	0,00	0,00
Maranhão	De 5.001 até 10.000 hab.	Santa Filomena do Maranhão	1,11	4,15	4,62	0,00	0,00
Maranhão	De 10.001 até 20.000 hab.	Peri Mirim	1,11	2,71	3,01	7,22	19,56
Bahia	De 10.001 até 20.000 hab.	Bom Jesus da Serra	1,10	2,05	2,26	0,00	0,00
Maranhão	De 10.001 até 20.000 hab.	Vila Nova dos Martírios	1,10	4,98	5,49	5,76	28,67
Paraíba	De 5.001 até 10.000 hab.	Casserengue	1,10	2,00	2,20	0,00	0,00
Paraíba	Até 5.000 hab.	Poço Dantas	1,10	4,12	4,52	0,00	0,00
Pará	De 10.001 até 20.000 hab.	São Caetano de Odivelas	1,09	5,59	6,10	5,27	29,48
Rio Grande do Sul	Até 5.000 hab.	Monte Alegre dos Campos	1,09	1,37	1,49	0,00	0,00
Bahia	De 5.001 até 10.000 hab.	Caturama	1,09	4,05	4,40	0,00	0,00
Maranhão	De 10.001 até 20.000 hab.	Mata Roma	1,09	2,06	2,23	3,98	8,19
Maranhão	De 5.001 até 10.000 hab.	Fernando Falcão	1,08	4,44	4,81	0,00	0,00
Bahia	De 20.001 até 50.000 hab.	Anagé	1,08	3,96	4,27	2,42	9,58
Pernambuco	De 10.001 até 20.000 hab.	Sairé	1,08	3,16	3,41	0,00	0,00
Bahia	De 20.001 até 50.000 hab.	Ibirapitanga	1,08	4,55	4,91	2,68	12,20
Bahia	De 20.001 até 50.000 hab.	Itiúba	1,08	5,28	5,68	1,56	8,24
Bahia	De 10.001 até 20.000 hab.	Serra Preta	1,07	5,36	5,73	0,00	0,00
Bahia	De 10.001 até 20.000 hab.	Ipecaetá	1,06	5,07	5,39	0,00	0,00
Bahia	De 10.001 até 20.000 hab.	Saúde	1,06	5,20	5,50	4,01	20,83
Maranhão	De 10.001 até 20.000 hab.	Santana do Maranhão	1,05	3,20	3,37	0,00	0,00
Bahia	De 10.001 até 20.000 hab.	Gentio do Ouro	1,03	4,74	4,90	0,00	0,00
Bahia	De 20.001 até 50.000 hab.	Maragogipe	1,02	4,14	4,24	1,35	5,59
Bahia	De 10.001 até 20.000 hab.	Arataca	1,02	8,62	8,81	1,50	12,88
Bahia	De 5.001 até 10.000 hab.	Santa Teresinha	1,02	4,39	4,49	3,91	17,17
Rio Grande do Sul	Até 5.000 hab.	Turuçu	1,02	5,03	5,12	0,00	0,00
Pará	De 20.001 até 50.000 hab.	Água Azul do Norte	1,02	1,96	1,99	1,58	3,09
Bahia	De 20.001 até 50.000 hab.	Itapicuru	1,02	3,50	3,56	0,00	0,00
Alagoas	De 10.001 até 20.000 hab.	Poço das Trincheiras	1,01	5,39	5,47	0,00	0,00
Bahia	De 10.001 até 20.000 hab.	Jussara	1,01	6,77	6,84	0,00	0,00
Bahia	De 10.001 até 20.000 hab.	Pintadas	1,01	4,89	4,94	0,00	0,00
Bahia	De 10.001 até 20.000 hab.	Umburanas	1,01	3,37	3,40	0,00	0,00
Bahia	De 10.001 até 20.000 hab.	Jucuruçu	1,01	4,06	4,08	0,00	0,00
Brasil		Média	1,04	5,02	5,18	1,27	6,11
		Mediana	1,02	4,60	4,79	0,98	4,45
		Desvio-padrão	0,12	2,51	2,57	1,74	7,73
		Mínimo	0,72	0,00	0,18	0,00	0,00
		Máximo	2,33	26,60	23,94	29,31	114,04

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010. Nota: Dados ordenados pelo indicador ψ .

Assim, haja vista que boa parte dos municípios listados registra altos valores para ψ e γ , além de poucos residentes qualificados, tudo indica que a intensidade da “fuga de cérebros” é prejudicial em maior grau nesses municípios.

6 Considerações finais

Esse ensaio teve como objetivo principal analisar os efeitos da migração de indivíduos altamente qualificados sobre a produtividade dos municípios emissores, com base nas informações do Censo Demográfico de 2010.

No que se refere as migrações intermunicipais no Brasil, observou-se que as pessoas mais instruídas possuem TEM superior à observada para o total (qualquer escolaridade). As cidades médias funcionam como polos de atração devido ao saldo migratório positivo no período de 2005-2010 e, juntamente com as cidades grandes, são o principal destino dos fluxos de migração. Além disso, a participação de pessoas com ensino superior é maior nas rotas direcionadas às cidades médias e grandes.

Os indicadores de produtividade mostraram que, no geral, parece haver mais municípios “perdedores” do que “ganhadores” quando se avalia o diferencial de produtividade caso os emigrantes tivessem permanecido no município de partida. Observou-se ainda que municípios de porte média ou grandes não

foram “ganhadores” nem “perdedores”. Por sua vez, os municípios de pequeno porte apresentaram casos pontuais de maior perda de produtividade.

Os municípios de estados mais pobres parecem predominar entre os “perdedores”. Já entre aqueles que parecem ter tido um “efeito cérebro” benéfico, predominam municípios dos estados do Sudeste (mais ricos), embora não necessariamente municípios situados em estados pobres possuem nível de desenvolvimento menor que municípios do Sudeste. Vale destacar que a perda de produtividade está diretamente associada a perda relativa de graduados e inversamente relacionada à intensidade de residentes com alta escolaridade.

Por fim, ao se combinar indicadores de perda de produtividade com a taxa de residentes graduados foi possível identificar municípios onde pode haver “fuga de cérebros” com efeitos perversos. Convém destacar que tais municípios foram de pequeno porte e predominantemente localizados nos estados da região Nordeste.

Referências

- ADAMS JR, R. H. International migration, remittances, and the brain drain: a study of 24 labor-exporting countries. *World Bank Policy Research Working Paper*, n. 3069, 2003.
- AZZONI, C. R. Distribuição pessoal de renda nos estados e desigualdade de renda entre estados no Brasil - 1960, 1970, 1980 e 1991. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 27, n. 2, 1997. Disponível em: <<http://www.memoria.nemesis.org.br/index.php/ppe/article/view/728>>.
- BARROS, R. P. d. O.; FOGUEL, M. N. O.; ULYSSEA, G. O. *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2006. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/3249>>.
- BECKER, S. O.; ICHINO, A.; PERI, G. *How Large Is the "Brain Drain" from Italy?* 2004. 1–32 p. Disponível em: <http://ideas.repec.org/a/gde/journal/gde_v63_n1_p1-32.html>.
- BERNDT, E. et al. Estimation and inference in nonlinear structural models. *Annals of Economic and ...*, 1974. Disponível em: <<http://www.nber.org/chapters/c10206.pdf>>.
- BEZERRA, F. M.; SILVEIRA NETO, R. d. M. Existe "Fuga de Cérebros" no Brasil? Evidências a Partir dos Censos Demográficos de 1991 e 2000. *Revista Economia*, v.9, n. n.3, p. p. 435–456, 2008.
- CANGUSSU, R. Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer. *Estudos Econômicos (São ...)*, 2010. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0101-41612010000100006&script=sci_arttext&tlng=ES>.
- CARVALHO, L. S.; ASSUNÇÃO, J. Fuga de cérebros e investimentos em capital humano na economia de origem – uma investigação empírica do brain effect. *Rio de Janeiro: PUC*, p. 1–36, 2000.
- CHEN, H.-J. International migration and economic growth: a source country perspective. *Journal of Population Economics*, v. 19, n. 4, p. 725–748, nov. 2005. ISSN 0933-1433. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s00148-005-0023-1>>.
- CHISWICK, B. R. The Effect of Americanization on the Earnings of Foreign-born Men. *Journal of Political Economy*, v. 86, n. 5, p. 897–921, 1978. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1828415?seq=1#page_scan_tab_contents>.
- COBALTI, A.; SCHIZZEROTTO, A. Occupational returns to education in contemporary Italy. 1995. Disponível em: <https://scholar.google.com.br/scholar?q=Cobalti+e+Schizzerotto+%281995%29&btnG=&hl=pt-BR&as_sdt=0%2C5#0>.

- CRESPO, A.; REIS, M. C. O efeito-diploma no Brasil. v. 31, p. 25, 2006. Disponível em: <http://ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/mercadodetrabalho/08Nota2\Anna_Mauricio.pdf>.
- DAVENPORT, S. Panic and panacea: brain drain and science and technology human capital policy. *Research Policy*, 2004. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0048733304000149>>.
- DE BRAUW, A.; GILES, J. Migrant Opportunity and the Educational Attainment of Youth in Rural China. fev. 2008. Disponível em: <<http://papers.ssrn.com/abstract=1096849>>.
- DI MARIA, C.; LAZAROVA, E. a. Migration, Human Capital Formation, and Growth: An Empirical Investigation. *World Development*, v. 40, n. 5, p. 938–955, 2012. ISSN 0305750X.
- EASTERLY, W.; LEVINE, R. What have we learned from a decade of empirical research on growth? It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models. *the world bank economic review*, 2001. Disponível em: <<http://wber.oxfordjournals.org/content/15/2/177.short>>.
- EGGER, H.; FALKINGER, J.; GROSSMANN, V. Brain Drain, Fiscal Competition, and Public Education Expenditure. *Review of International Economics*, v. 20, n. 1, p. 81–94, 2012. ISSN 09657576.
- ERICKSON, C.; ICHINO, A. Wage differentials in Italy: market forces, institutions, and inflation. *Differences and changes in wage structures*, 1995. Disponível em: <<http://www.nber.org/chapters/c7860.pdf>>.
- FLABBI, L. Investire in istruzione, meglio per lui o per lei?: stima per genere dei rendimenti dell'istruzione in Italia. 1997. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.453.1706&rep=rep1&type=pdf>>.
- FREGUGLIA, R. d. S. OS EFEITOS DA MIGRAÇÃO SOBRE OS SALÁRIOS E O PROCESSO DE ASSIMILAÇÃO DOS TRABALHADORES NO BRASIL. *IPEA*, v. 38, p. 27, 2009. Disponível em: <http://ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/mercadodetrabalho/3Nota_Ricardo.pdf>.
- GONÇALVES, E.; RIBEIRO, D. R. d. S.; FREGUGLIA, R. d. S. Migração de mão de obra qualificada e inovação: um estudo para as microrregiões brasileiras. *Encontro Nacional De Economia - Anpec*, 2012.
- GUIMARÃES, R. A diáspora: um estudo exploratório sobre o deslocamento geográfico de pesquisadores brasileiros na década de 90. *Revista de Ciências Sociais, Rio de Janeiro*, v. 45, n. 4, p. 705–750, 2002. ISSN 00115258.
- HECKMAN, J. J. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153–161, 1979. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1912352?seq=1#page_scan_tab_contents>.
- JUSTO, W. R.; SILVEIRA NETO, R. d. M. *Migração inter-regional no Brasil: Evidências a partir de um modelo espacial*. [S.l.], 2004. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/RePEc:anp:en2004:121>>.
- LUCIFORA, C.; REILLY, B. Wage discrimination and female occupational intensity. *Labour*, 1990. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-9914.1990.tb00237.x/abstract>>.
- MATA, D. da et al. *Quais características das cidades determinam a atração de migrantes qualificados?* Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2007. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/1411>>.
- MCKENZIE, D. J.; RAPOPORT, H. Can Migration Reduce Educational Attainment? Evidence from Mexico. jun. 2006. Disponível em: <<http://papers.ssrn.com/abstract=923259>>.
- MORETTI, E. Workers' Education, Spillovers, and Productivity: Evidence from Plant-Level Production Functions. *The American Economic Review*, v. 94, n. 3, p. 656–690, 2004. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/3592947?seq=1#fndtn-page_scan_tab_contents>.

RAUCH, J. E. Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities. *Journal of Urban Economics*, v. 34, n. 3, p. 380–400, nov. 1993. ISSN 00941190. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0094119083710429>>.

ROCHA, R. d. M.; SILVEIRA NETO, R. d. M.; GOMES, S. M. F. Maiores Cidades, Maiores Habilidades Produtivas: Ganhos de Aglomeração ou Atração de Habilidade? Uma Análise para as Cidades Brasileiras. *REN. Revista Econômica do Nordeste*, v. 42, n. 4, p. 675–695, 2011.

ROMER, P. Increasing Returns and Long-Run Growth. *JSTOR*, v. 94, n. 5, p. 1002–1037, 1986. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1833190?seq=1#page_scan_tab_contents>.

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. Disponível em: <<http://www.memoria.nemesis.org.br/index.php/ppe/article/view/47>>.

SANTOS, M. D. D.; POSTEL-VINAY, F. Migration as a source of growth: The perspective of a developing country. *Journal of Population Economics*, v. 16, n. 1, p. 161–175, fev. 2003. ISSN 0933-1433. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s001480100117>>.

SOARES, R. R.; GONZAGA, G. *Determinação de salários no Brasil: Dualidade ou não linearidade no retorno à educação?* 1997. 367–404 p. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/bre/article/view/2779>>.

SÖDERBOM, M. Applied Econometrics Lecture 15 : Sample Selection Bias Estimation of Nonlinear Models with Panel Data. *Delta*, n. October, 2009.

STADELMANN, D.; GROSSMANN, V. International Mobility of the Highly Skilled , Endogenous R & D , and Public Infrastructure Investment. n. 3366, 2008.

TOOMET, O.; HENNINGSEN, A. Sample Selection Models in R: PackagesampleSelection. *Journal of statistical software*, 2008. Disponível em: <<http://cran.fhcrc.org/web/packages/sampleSelection/vignettes/selection.pdf>>.

TROSTEL, P. A. Returns to scale in producing human capital from schooling. *Oxford Economic Papers*, v. 56, n. 3, p. 461–484, jul. 2004. ISSN 1464-3812. Disponível em: <<http://oep.oxfordjournals.org/content/56/3/461.short>>.

VELLA, F. Estimating Models with Sample Selection Bias: A Survey. *Journal of Human Resources*, v. 33, n. 1, p. 127–169, 1998. ISSN 0022166X. Disponível em: <<http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&AuthType=ip,uid&db=ehh&AN=349824&site=ehost-live&scope=site>>.