

# PRIVAÇÃO RELATIVA E DESLOCAMENTOS DA MÃO DE OBRA NO BRASIL ENTRE 1980 E 2010: EVOLUÇÃO DAS INTERAÇÕES ENTRE POBREZA, DESIGUALDADE DE RENDA E MIGRAÇÃO

Ana Carolina da Cruz Lima<sup>1</sup>

Rodrigo Simões<sup>2</sup>

Ana Maria Hermeto<sup>3</sup>

A análise das interações entre desenvolvimento e migração é fundamental para melhor compreender as trajetórias de crescimento regional. O objetivo deste artigo é identificar a influência das taxas regionais de pobreza e desigualdade de renda sobre a decisão individual de migrar no Brasil entre 1980 e 2010. Para a consecução deste trabalho foram analisados microdados dos censos demográficos fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e estimados modelos de regressão logística para a condição de migração individual. Os resultados evidenciam que os deslocamentos populacionais possuem elevada inter-relação com as respectivas taxas regionais de pobreza e desigualdade. Estes indicadores funcionam como fatores de repulsão populacional ao intensificar o sentimento de privação relativa dos indivíduos, que buscam no deslocamento uma estratégia para minimizar os riscos de diminuição da renda domiciliar.

**Palavras-chave:** desenvolvimento regional; migração; pobreza; coeficiente de Gini; privação relativa.

JEL: R23; J61.

## 1 INTRODUÇÃO

A análise do desenvolvimento regional, considerado como um processo multidimensional no qual o progresso econômico deve ser acompanhado por mudanças significativas nas estruturas sociais e institucionais de determinada localidade, engloba, necessariamente, a interação deste com a movimentação dos fatores de produção no tempo e no espaço. Mais especificamente, as interações entre desenvolvimento e migração da mão de obra, cuja natureza e impactos no tempo e no espaço são bastante heterogêneos, precisam ser analisadas como parte integrante e recíproca deste amplo processo. O nível de desenvolvimento regional influencia as decisões de migração individual e estas, por sua vez, afetam a dinâmica socioeconômica local, principalmente nas regiões de origem dos migrantes (Taylor, 1999).

O progresso material e financeiro, quando não acompanhado de melhorias no bem-estar, de garantia das liberdades individuais, de redução da pobreza,

---

1. Professora adjunta no Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (PPGCE/UERJ). *E-mail*: <ana.lima@uerj.br>.

2. Professor-associado no Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/Face/UFMG) e bolsista em produtividade no Centro Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail*: <limoes@cedeplar.ufmg.br>.

3. Professora-associada no Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/Face/UFMG) e bolsista em produtividade no Centro Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail*: <ahermeto@cedeplar.ufmg.br>.

de marginalização urbana e de disparidades regionais, é incapaz de alterar a trajetória de crescimento local e, conseqüentemente, os deslocamentos populacionais (Sen, 1999). Assim, compreender a dinâmica das interações entre desenvolvimento e migração é essencial para analisar as trajetórias de crescimento regional.

No caso do Brasil, é possível observar que os fluxos migratórios dominantes no período de desenvolvimento recente do país (pós-1950) foram/são significativamente afetados pelas elevadas disparidades regionais, conforme evidenciam Brito (2002) e Lima (2013). As principais trajetórias migratórias estabelecidas entre 1950 e 1980 ocorriam das regiões mais pobres do país (estados da região Nordeste e Minas Gerais) para as regiões mais dinâmicas e com maiores níveis de renda (São Paulo e Rio de Janeiro). Este padrão migratório, conforme salientado por Brito (2002), tinha como característica fundamental a expectativa individual de obtenção de mobilidade social por intermédio do deslocamento espacial. Em outras palavras, a migração da mão de obra em direção aos grandes centros urbanos metropolitanos brasileiros era efetivada na expectativa de maior inserção ocupacional e obtenção de melhores rendimentos em comparação com as regiões de origem dos migrantes. Após 1980 e, fundamentalmente, a partir de meados da década de 1990, observou-se a intensificação das trajetórias migratórias secundárias no Brasil, estimuladas pela migração de retorno e pelos deslocamentos em direção às cidades médias brasileiras, indicando o início de um processo de transição migratória no país (Baeninger, 2000 e 2008; Brito, 2002 e 2006; Lima, 2013). Este processo ocorre simultaneamente a um período de profundas transformações socioeconômicas no território brasileiro, com a redução das disparidades regionais e dos níveis absolutos de pobreza e desigualdade, conforme evidenciam Barros *et al.* (2007a).

Nesse contexto, o objetivo deste artigo é analisar como os padrões regionais de pobreza e desigualdade de rendimento têm afetado os deslocamentos populacionais da mão de obra no Brasil entre 1980 e 2010. Pretende-se identificar se existe alguma relação entre a evolução dos indicadores regionais de pobreza e desigualdade e o processo de transição migratória brasileiro. A ideia subjacente refere-se às relações existentes entre o sentimento de privação relativa dos indivíduos e os deslocamentos populacionais. Utilizando os argumentos da Nova Economia das Migrações do Trabalho (em inglês, *new economics of labour migration* – NELM), segundo a qual a migração é uma estratégia domiciliar para maximizar a renda esperada em um contexto regional desfavorável, espera-se identificar se a redução dos níveis absolutos de pobreza e desigualdade no Brasil nos anos mais recentes contribuiu para o aumento das trajetórias migratórias secundárias no país (direcionadas para regiões com menores níveis absolutos de renda *per capita*). De forma geral, espera-se identificar se a mobilidade territorial continua a ser interpretada como mobilidade social pelo trabalhador migrante no Brasil.

Para a consecução do objetivo proposto foram analisados microdados dos censos demográficos brasileiros, fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o período 1980-2010, e estimados modelos logísticos de determinação da condição de migração individual. Os modelos deverão incorporar variáveis indicadoras de características individuais (produtivas e não produtivas) e regionais (taxas de pobreza e desigualdade).

Este artigo possui mais quatro seções, além desta introdução. Na seção 2 são descritos os principais argumentos teóricos da NEML, cuja dinâmica será utilizada para analisar o problema proposto. Na seção 3 são apresentadas as principais características da base de dados – incluindo os ajustes realizados para a compatibilização espacial – e dos quesitos censitários, assim como a metodologia utilizada (modelos de regressão logística). Na seção 4 são apresentados os resultados dos modelos estimados. Por fim, na seção 5 são realizadas as considerações finais deste trabalho.

## **2 A MIGRAÇÃO COMO UMA ESTRATÉGIA DOMICILIAR PARA A MAXIMIZAÇÃO DA RENDA ESPERADA: A NOVA ECONOMIA DAS MIGRAÇÕES DO TRABALHO (NELM)**

Os estudos sobre as interações entre desenvolvimento local e migração têm como precursor Ernest-George Ravenstein. Este autor identificou, ao analisar as experiências do Reino Unido (1885) e de vários países europeus (1889), as chamadas *laws of migration*. Entre os diversos fatores relacionados como influenciadores da mobilidade individual, Ravenstein (1885) destacou a condição econômica – o desejo de prosperar – e o progresso tecnológico como suas principais motivações. Esta inspiração teórica, relacionada ao rápido crescimento econômico, à internacionalização das atividades produtivas e à migração no período pós-Segunda Guerra Mundial estimulou a elaboração de teorias sobre o processo migratório, especialmente por economistas.

O marco teórico para a elaboração dos modelos econômicos neoclássicos da migração foi estabelecido por Lewis (1954). No modelo de “desenvolvimento econômico com oferta ilimitada de mão de obra” do autor a migração desempenha papel fundamental para a dinâmica das economias duais. Estas seriam economias em desenvolvimento nas quais um setor moderno, exportador e de elevada produtividade marginal coexiste com um setor agrícola, tradicional, de produtividade marginal inferior a zero, voltado para o mercado interno. O modelo é utilizado para explicar o processo de expansão econômica, cuja questão fundamental está relacionada à utilização do excedente capitalista. À medida que este é reinvestido, o setor moderno cresce e absorve maior número de trabalhadores do setor tradicional, o que torna o excedente capitalista ainda maior. Este processo continua até o desaparecimento do excesso de oferta de mão de obra. Assim, na perspectiva de Lewis (1954), a migração, causada por diferenças geográficas na demanda e na oferta de trabalho,

é um mecanismo de desenvolvimento essencial para a economia em seu conjunto, ao explorar o potencial de crescimento inerente às disparidades econômicas, setoriais e regionais. Apesar da importância da migração no modelo desenvolvido por Lewis (1954), seu problema central seria a determinação dos fatores que levam ao aumento da poupança em relação à renda nacional, permitindo, assim, uma rápida acumulação do capital. A dinâmica dos fluxos migratórios e a relação recíproca desta com o nível de desenvolvimento das localidades de origem e de destino são consideradas secundárias na análise.

A partir de meados da década de 1960, estudos começaram a ser realizados com o intuito de desenvolver teorias específicas para explicar a dinâmica dos processos migratórios vigentes. Na perspectiva microeconômica neoclássica, a migração é considerada o resultado de decisões individuais tomadas por agentes racionais que desejam aumentar seu bem-estar ao se deslocarem de um lugar para outro, no qual a recompensa – geralmente monetária – por seu trabalho é maior do que a obtida na localidade de origem em uma medida suficiente para compensar os custos tangíveis e intangíveis derivados do deslocamento. A migração é, portanto, um ato individual baseado na comparação entre a situação atual do agente e o ganho líquido esperado derivado do deslocamento. Uma vez analisadas todas as alternativas possíveis, os migrantes tendem a se deslocar para os locais nos quais esperam obter um rendimento líquido maior.

Apesar de avançarem significativamente em relação ao modelo desenvolvido por Lewis (1954), as abordagens migratórias neoclássicas, como, por exemplo, Sjaastad (1962)<sup>4</sup> e Todaro (1969),<sup>5</sup> continuavam a apresentar uma série de limitações devido às restrições de suas hipóteses e ao fato da migração ter origem nos desequilíbrios exclusivos dos mercados de trabalho, o que privilegiava as motivações econômicas no processo de decisão individual de migrar. Seus argumentos eram incapazes de explicar deslocamentos populacionais relacionados a fatores não econômicos, como a migração familiar, ou para localidades menos desenvolvidas, o que comprometia a análise e a interpretação das trajetórias migratórias. Além disso, as evidências empíricas – baixo volume de migrantes, apesar dos enormes diferenciais de renda, salários e níveis de bem-estar entre regiões e/ou países – indicavam a inadequação do *framework* neoclássico para explicar as mudanças ocorridas na natureza e nas características da migração. Ou seja, a proposição neoclássica de que a migração conduziria necessariamente à equiparação dos níveis de bem-estar entre países/regiões não se verificava e tornava-se clara a sua limitação para explicar a perpetuação dos fluxos migratórios (De Haas, 2008).

---

4. Utilizando como principal referência a teoria do capital humano, elaborada por Becker (1962), Sjaastad (1962) realizou estudos sobre os custos e os benefícios da migração do capital humano.

5. Todaro (1969) propõe um modelo de migração rural-urbana que considera a influência do desemprego urbano sobre a probabilidade dos migrantes potenciais encontrarem emprego no setor moderno.

No final dos anos 1980 começaram a ser realizados estudos com o objetivo de minimizar as limitações das abordagens neoclássicas, cujo principal resultado foi a elaboração da nova economia das migrações do trabalho (em inglês, *new economics of labour migration* – NELM). Os teóricos da NELM identificaram que os modelos neoclássicos eram rígidos para analisar a complexa realidade das interações entre migração e desenvolvimento (Massey *et al.*, 1993). Apesar de fundamentar-se na hipótese de escolha racional, a NELM altera o foco de análise dos processos migratórios ao considerar o comportamento dos migrantes individuais em um contexto social mais amplo, inserindo-os na unidade domiciliar (Stark e Bloom, 1985; Stark, 1991). A migração é considerada uma decisão do domicílio, pois os membros desta unidade atuam em conjunto não apenas para maximizar sua renda esperada, mas também para minimizar riscos associados às falhas de mercado. Esta análise permite incorporar outros fatores além da maximização individual de renda como essenciais no processo de decisão de migrar.

Os domicílios estão em melhor posição para administrar os riscos que ameaçam seu bem-estar econômico por intermédio da alocação de seus recursos (trabalho familiar) em diferentes atividades. Enquanto alguns de seus membros dedicam-se às atividades locais, outros são enviados para mercados de trabalho externos nos quais os salários e as condições de emprego são negativamente correlacionados com os mercados locais (ou não há correlação). Quando as condições econômicas locais não forem favoráveis para a manutenção do padrão de vida domiciliar, as remessas enviadas pelo migrante cumprirão esta função (Stark, 1980; Taylor, 1999). Além de desempenhar um papel de estabilizador da renda domiciliar, a migração também pode ser utilizada para superar as restrições em outros mercados, como os de crédito e os de seguros, que tendem a ser imperfeitos, pouco desenvolvidos e de difícil acesso em regiões periféricas.<sup>6</sup>

A necessidade de diversificação do risco está fundamentada na hipótese de que a renda não é um bem homogêneo. Logo, sua origem é considerada no processo de maximização da utilidade domiciliar, o que gera incentivos para a aplicação dos escassos recursos domiciliares em atividades que gerem novas oportunidades de renda, ainda que esta diversificação não conduza necessariamente à elevação da renda total domiciliar. A migração, interna ou internacional, é utilizada como um fator de *risk-sharing*; é uma estratégia de aumento da renda e de diminuição das restrições de mercado. As remessas dos migrantes geram a segurança necessária para a manutenção do bem-estar domiciliar na origem, desempenhando papel fundamental na análise (Stark, 1980; Massey *et al.*, 1993; Taylor, 1999). Esta estratégia domiciliar é mais consistente para explicar por que a migração ocorre na ausência de diferenciais salariais entre localidades.

---

6. As principais falhas de mercado que estimulam movimentos migratórios estão relacionadas aos mercados de seguros agrícolas, aos mercados de preços futuros, aos mercados de crédito e à inexistência de seguridade social, como auxílio-saúde e seguro-desemprego (Massey *et al.*, 1993).

Outro argumento fundamental na análise da NELM refere-se à importância do sentimento de privação relativa dos domicílios. As unidades domiciliares optam pela migração não apenas para aumentar a renda em termos absolutos, mas também em termos relativos, pois seu objetivo é a diminuição do sentimento de privação em relação ao grupo de referência local (Stark e Taylor, 1989 e 1991; Stark, 1991). Quanto mais desigual a distribuição de renda local, maior será o sentimento de privação relativa e maiores serão os incentivos para a migração. Neste sentido, a NELM responde a variações na distribuição de renda, o que não ocorre nos modelos neoclássicos (Massey *et al.*, 1993). A utilização do conceito de renda relativa mostra que a probabilidade dos movimentos migratórios muda devido às variações nas rendas de outros domicílios. Em outras palavras, o aumento do nível de renda do entorno social do migrante (de seu grupo de referência) eleva a probabilidade de migração.

Taylor (1999) evidencia que a NELM é uma variante crítica da teoria neoclássica, pois reduz a importância dos diferenciais salariais entre regiões para a dinâmica dos fluxos migratórios e considera a influência de vários mercados neste processo (não apenas do mercado de trabalho).<sup>7</sup> É uma teoria que explica as motivações para a migração, cujo principal argumento está relacionado ao fracasso dos mercados em estimular o bem-estar domiciliar. Sob esta perspectiva a migração e o emprego/produção local não são alternativas excludentes, pois há incentivos para que os domicílios dediquem-se às duas atividades. Logo, o desenvolvimento econômico na origem não necessariamente reduzirá as pressões migratórias.

É exatamente nessa perspectiva que se pretende analisar a relação existente entre a condição de migração individual e a evolução dos indicadores de pobreza e desigualdade no Brasil nas últimas três décadas. O objetivo principal é verificar em que medida o sentimento de privação relativa pode afetar a condição migratória individual e, conseqüentemente, os fluxos migratórios internos no país.

### 3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

Para determinar a condição de migração individual no Brasil e a respectiva relação desta com os níveis regionais de pobreza e desigualdade de renda entre 1980 e 2010, serão estimados modelos logísticos para as localidades de origem e de destino dos potenciais migrantes, utilizando microdados dos censos demográficos brasileiros. As principais características da base de dados e da metodologia utilizada são descritas nas próximas subseções.

---

7. As principais críticas à NELM referem-se ao excesso de importância concedido ao papel das remessas dos migrantes para o desenvolvimento de suas comunidades de origem. Em muitos casos, considera-se que as remessas serão utilizadas em investimentos produtivos que aumentarão significativamente a dinâmica econômica da origem, quando na realidade as evidências empíricas demonstram que a maior parte destas remessas é utilizada para o consumo domiciliar (De Haas, 2008).

### 3.1 Características gerais da base de dados e especificidades da amostra

Para analisar as interações entre os deslocamentos populacionais e os níveis regionais de pobreza e de desigualdade no Brasil serão utilizados os microdados dos censos demográficos realizados pelo IBGE para os anos de 1980, 1991, 2000 e 2010. Esta fonte de dados permite identificar as características individuais não produtivas (sexo, cor, idade etc.) e produtivas (escolaridade, trabalho, rendimento etc.), bem como características socioeconômicas (renda média, escolaridade média, taxa de pobreza, índice de desigualdade etc.) das respectivas regiões de origem e de destino quando foi realizado algum deslocamento pelos indivíduos.

As alterações nos quesitos censitários e na quantidade de municípios brasileiros entre 1980 e 2010 exigem uma série de compatibilizações para viabilizar a construção de uma amostra, cujas características sejam diretamente comparáveis. O primeiro grupo de ajustes está relacionado a sua compatibilização espacial. Para realizar comparações entre os censos demográficos, Reis *et al.* (2011) utilizam o conceito de áreas mínimas comparáveis (AMC). Estas unidades espaciais equivalem à agregação das áreas dos municípios alterados entre os anos censitários. Por exemplo, a recomposição de municípios que se originaram de mais de um município implica a agregação das áreas de todos os municípios de origem. A construção da unidade espacial de análise deste artigo envolve, primeiramente, a identificação das AMCs brasileiras entre 1980 e 2010.<sup>8</sup> Assim, são definidas para o período 3.659 AMCs. Após a identificação, estas são agregadas a partir das microrregiões geográficas de origem. Se uma AMC pertence a mais de uma microrregião definida pelo IBGE, as áreas destas microrregiões são agregadas dando origem às chamadas áreas regionais comparáveis (ACs). Esta compatibilização espacial identificou 413 ACs para o Brasil entre 1980 e 2010.<sup>9</sup> Esta escala espacial equivale a um recorte microrregional brasileiro.

O segundo grupo de ajustes está relacionado à compatibilização dos quesitos censitários utilizados na análise. Em relação aos deslocamentos populacionais, é importante salientar que há dois critérios para definir a condição migratória: última etapa e data fixa. O primeiro critério identifica o local de residência anterior dos indivíduos que moram há menos de dez anos no município de recenseamento; o segundo indica, para pessoas com cinco anos ou mais, o local de residência em uma data preestabelecida cinco anos antes do censo. Estes critérios não são equivalentes, pois o local de origem na data fixa pode não ser igual ao local de residência imediatamente anterior à última etapa migratória (Rigotti, 1999). Além disso, as alterações realizadas pelo IBGE nos censos demográficos entre 1980

8. A quantidade de municípios nos Censos Demográficos de 1980, 1991, 2000 e 2010 é, respectivamente, 3.991, 4.491, 5.507 e 5.565.

9. De acordo com a classificação do IBGE o Brasil tinha em 1980 360 microrregiões. Esta quantidade aumentou para 558 em 1991 e manteve-se constante até 2010.

e 2010 inviabilizam a aplicação de um critério migratório único e homogêneo, visto que os quesitos de última etapa não existem na escala espacial desejada para o ano 2000, assim como os quesitos da data fixa não existem para 1980. Para superar esta limitação é gerada uma variável *proxy* para o critério data fixa para o ano de 1980. Sua construção combina os quesitos censitários “local de nascimento”, “local de residência anterior” e “tempo de residência no local de recenseamento” para gerar uma variável compatível com o critério data fixa dos censos posteriores, indicando, assim, o local de residência individual cinco anos antes da data do censo de 1980.

O terceiro grupo de ajustes está relacionado à atualização monetária dos rendimentos para valores de 2010, utilizando os deflatores dos censos calculados por Corseuil e Foguel (2002) e o índice nacional de preços ao consumidor (INPC). A partir dos quesitos educacionais são geradas variáveis indicadoras do nível de escolaridade individual com a seguinte classificação: zero a três anos de estudo, quatro a sete anos de estudo, oito a dez anos de estudo, onze a quatorze anos de estudo e quinze anos de estudo ou mais.

Como o objetivo deste artigo é analisar a influência das taxas regionais de pobreza e de desigualdade de rendimento sobre a condição migratória individual em uma perspectiva de maximização da renda esperada do trabalho, são realizados os seguintes recortes para garantir maior homogeneidade amostral: *i*) indivíduos que nasceram ou moraram na data fixa ou anterior em outros países foram desconsiderados da amostra, ou seja, a análise engloba apenas a migração interna; *ii*) como o interesse é captar os movimentos migratórios da mão de obra (indivíduos em idade economicamente ativa e que já concluíram seu ciclo educacional), a amostra inclui apenas pessoas entre 25 e 64 anos;<sup>10</sup> e *iii*) domicílios improvisados, coletivos ou sem chefe também foram desconsiderados da análise.

É importante ressaltar que a amostra, apesar de indicar as tendências migratórias de um grupo específico, representa parcela significativa da população brasileira em cada ano censitário, conforme demonstra a tabela 1. Os resultados obtidos a partir de sua análise serão fundamentais para compreender as interações existentes entre as taxas regionais de pobreza e de desigualdade e os deslocamentos populacionais. Em outras palavras, será possível observar se a mão de obra brasileira considera a mobilidade espacial como uma importante estratégia para viabilizar a mobilidade social (de rendimento).

---

10. A exclusão dos indivíduos pertencentes aos grupos etários 5-24 anos e acima de 64 anos pode subestimar a migração, especialmente dos indivíduos jovens e dos mais escolarizados. Todavia, este recorte é adequado para a problemática analisada, pois o objetivo é captar os movimentos migratórios dos indivíduos plenamente inseridos nos mercados de trabalho brasileiros. Além disso, ao excluir os indivíduos destas faixas etárias, espera-se retirar da análise deslocamentos populacionais que não estão diretamente relacionados com o desenvolvimento econômico (a migração destes indivíduos tem grande probabilidade de ser familiar).



TABELA 1  
Distribuição amostral por ano

Ano	Frequência	Proporção (%)	Cumulativo (%)	Amostra censitária (%)
1980	8.088.455	28,09	28,09	27,53
1991	5.582.196	19,39	47,48	32,75
2000	6.745.692	23,43	70,91	33,27
2010	8.373.332	29,09	100,00	40,58
<b>Total</b>	<b>28.789.675</b>	<b>100,00</b>	-	<b>32,97</b>

Fonte: Microdados dos censos demográficos 1980-2010/IBGE.  
Elaboração dos autores.

Os indivíduos pertencentes à amostra foram divididos em dois grupos: *i*) não migrantes, ou seja, indivíduos que nasceram e sempre moraram no local de recenseamento ou indivíduos que moram há pelo menos cinco anos nesta localidade; e *ii*) migrantes, ou seja, indivíduos que moram há menos de cinco anos no local de recenseamento, ainda que sejam naturais do mesmo.

Os migrantes foram classificados em duas categorias: *i*) migrantes interestaduais ou de longa distância (indivíduos que realizaram deslocamentos entre ACs de diferentes Unidades da Federação – UFs); e *ii*) migrantes intraestaduais ou de curta distância (indivíduos que realizaram deslocamentos entre ACs de uma UF específica). Além disso, dentro das categorias de migração foram identificados os migrantes de retorno, de acordo com o critério de naturalidade.<sup>11</sup>

A tabela 2 demonstra os dados amostrais, expandidos para a população, por grupo de análise. Ressalta-se que a unidade espacial de análise – a área regional comparável – afeta significativamente o volume migratório de curta distância em relação às análises no âmbito municipal (pois uma AC é formada por vários municípios). Esta agregação espacial não restringe a análise, pois os determinantes da migração de curta e de longa distâncias permanecem inalterados. Ou seja, as interações entre desenvolvimento local e migração possuem as mesmas características, independentemente da escala espacial em análise.

TABELA 2  
Brasil: evolução da quantidade de migrantes e não migrantes (1980-2010)<sup>1</sup>

Ano	Não migrantes	Migrantes interestaduais	Migrantes intraestaduais	Migrantes de retorno	
				Interestaduais	Intraestaduais
1980	29.242.601	1.341.285	1.620.534	256.994	97.093
1991	43.109.440	1.473.236	1.463.262	401.489	158.768
2000	51.770.570	1.656.806	1.699.200	440.739	159.194
2010	71.354.008	1.750.569	1.655.122	446.049	193.687
<b>Total</b>	<b>195.476.619</b>	<b>6.221.896</b>	<b>6.438.118</b>	<b>1.545.271</b>	<b>608.742</b>

Fonte: Microdados dos censos demográficos 1980-2010/IBGE.  
Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Os pesos fornecidos pelo IBGE foram utilizados para realizar a expansão da amostra.

11. A compatibilização 1980-2010 dos quesitos censitários sobre a migração inviabiliza a identificação do retorno ao local de residência anterior do não natural.

### 3.2 Metodologia: modelos de regressão logística

Para identificar os principais determinantes da condição de migração individual, incorporando à análise aspectos relacionados aos níveis regionais de pobreza e de desigualdade de renda, serão estimados modelos de regressão de variáveis dependentes categóricas para as regiões de origem e de destino dos potenciais migrantes em cada ano censitário analisado. A ideia subjacente é demonstrar em que magnitude os fluxos migratórios são influenciados pelo sentimento individual de privação relativa, representado por indicadores das taxas de pobreza e de desigualdade das localidades. Assume-se que maiores níveis de pobreza e de desigualdade implicam maior consciência da privação relativa de renda e de consumo individual/domiciliar e, portanto, tendem a estimular a migração.

Os modelos de variáveis discretas possuem variáveis dependentes que indicam as possíveis, e mutuamente excludentes, categorias que um evento pode assumir. Mais especificamente, os modelos de variáveis dependentes binárias demonstram que há dois possíveis resultados para um evento particular: a variável dependente  $y$  assume valor igual a 1 no caso de sucesso, ou 0 no caso de insucesso.<sup>12</sup> Estes modelos são utilizados para estimar a probabilidade de ocorrência ou não de determinado evento, condicionado a um vetor  $x$  de variáveis independentes. De acordo com Cameron e Trivedi (2005), a distribuição de probabilidade do modelo de variáveis dependentes binárias, cujos dados observados são ações individuais agrupadas em células independentes e identicamente distribuídas, é representada pela equação (1).

$$\Pr(y | n, p) = \binom{n}{y} p^y (1 - p)^{n-y} \quad (1)$$

onde  $n$  representa o número total de tentativas em cada célula e  $p$  representa a probabilidade de sucesso. É razoável supor que a unidade de análise da estimação – a ação individual – possui apenas uma tentativa; logo, a distribuição de probabilidade representada pela equação (1) assume o formato da distribuição de Bernoulli:

$$\Pr(y | n) = p^y (1 - p)^{1-y} \quad (2)$$

Para esse caso específico, a probabilidade de ocorrer um sucesso é igual a  $\Pr(y = 1) = p$  e a probabilidade de ocorrer um insucesso é igual a  $\Pr(y = 0) = 1 - p$ .

A interpretação dos parâmetros estimados pode ser realizada de forma mais simples se o vetor das probabilidades for restrito ao intervalo  $[0, 1]$ . Os modelos de

12. Os termos sucesso e insucesso referem-se à observação ou não da hipótese em análise e não possuem quaisquer interpretações de caráter qualitativo. Neste artigo, sucesso refere-se à efetivação da migração e insucesso a não realização do deslocamento.

regressão logística são utilizados com esta finalidade, pois equivalem a transformações matemáticas da equação (2), garantindo que  $0 \leq p_i \leq 1$ . Neste caso, a probabilidade de ocorrência de um evento, por exemplo, a efetivação da migração, será calculada como função de um vetor de variáveis independentes (explicativas), conforme demonstra a equação (3).

$$\Pr(y = 1 | x) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p}} \quad (3)$$

Para calcular as chances de ocorrência desse evento (*odds*) utiliza-se a razão das probabilidades de sucesso e de fracasso, conforme demonstra a equação (4). Esta razão pode assumir valores entre 0 e infinito. Se  $odds < 1$ , a probabilidade de sucesso é menor do que a probabilidade de insucesso; se  $odds > 1$ , a probabilidade de sucesso é maior do que a probabilidade de insucesso; e se  $odds = 1$ , a probabilidade de sucesso é igual a probabilidade de insucesso.

$$odds = \frac{P(Y = 1)}{P(Y = 0)} = \frac{p}{1 - p} \quad (4)$$

Transformações logísticas podem ser utilizadas para linearizar o modelo descrito pela equação (3):

$$\text{logit}(p_i) = \ln\left(\frac{p_i}{1 - p_i}\right) = \ln\left[\frac{P(Y = 1 | x)}{P(Y = 0 | x)}\right] \quad (5)$$

$$G(x) = \ln\left[\frac{P(Y = 1 | x)}{P(Y = 0 | x)}\right] = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p = G(\beta_0 + x\beta) = \eta_i \quad (6)$$

A função  $G(x)$  é definida no intervalo  $[0,1]$ , linear nos parâmetros, e assume todas as propriedades do modelo de regressão linear. Para assegurar que para quaisquer valores de  $x$  e  $\beta$  o vetor de probabilidades  $p_i$  permanecerá no intervalo entre 0 e 1, resolve-se a equação (5) para o parâmetro das probabilidades:

$$p_i = \frac{e^{\sum_{k=0}^K \beta_k x_{ik}}}{1 + e^{\sum_{k=0}^K \beta_k x_{ik}}} = \frac{e^{\eta_i}}{1 + e^{\eta_i}} = \Lambda(\eta_i) \quad (7)$$

Os coeficientes obtidos a partir dessas estimações não são de fácil interpretação, pois estes não fornecem diretamente as mudanças relativas das probabilidades entre as categorias de análise. Para contornar esta dificuldade, calculam-se as razões de risco relativo (RRR), também chamadas de *odds ratio*, entre duas observações particulares. Esta razão pode ser interpretada como a mudança relativa nas probabilidades das categorias analisadas; ela informa como a probabilidade de escolher a categoria de contraste relativamente à alternativa de referência muda quando determinada variável independente varia em uma unidade. Assim, a variável  $x$  aumenta (diminui) a probabilidade de que a alternativa de referência seja verificada se a RRR for maior (menor) que 1. A razão de risco relativo (*odds ratio*) é calculada por intermédio do quociente entre as chances relativas de sucesso das observações em análise, ou seja, pelo produto cruzado de suas respectivas *odds*:

$$RRR = odds \quad ratio = \frac{odds_1}{odds_2} = \frac{\frac{p_1}{1-p_1}}{\frac{p_2}{1-p_2}} \quad (8)$$

Os métodos de estimação de máxima verossimilhança são indispensáveis para a análise de modelos de variáveis dependentes limitadas, como os modelos logísticos, pois incorporam automaticamente a heteroscedasticidade existente em  $Var(y|x)$ , corrigindo eventuais problemas de consistência dos parâmetros obtidos.

A variável dependente dos modelos estimados neste artigo é a condição de migração individual. As variáveis de interesse são as características das regiões de origem e/ou destino dos potenciais migrantes. Um vetor de variáveis de controle é utilizado para tornar a mensuração dos impactos das variáveis de interesse sobre a condição de migração individual mais rigorosa. Este vetor deve controlar problemas de especificação dos modelos e de prováveis omissões de variáveis. Desta forma, minimizam-se as distorções das estimativas obtidas. Além disso, a correlação intragrupo das variáveis de interesse (regionais) também é controlada, minimizando as implicações da hipótese de independência entre estas observações. Ao atribuir valores idênticos para as variáveis regionais de cada indivíduo, pode-se gerar limitações para a interpretação dos resultados, pois cada pessoa percebe as respectivas localidades (origem e destino) de forma diferente. Em outras palavras, fatores não observáveis, como preferências, clima, proximidade familiar etc., tornam as percepções individuais extremamente particulares e específicas. Como não é possível incluir estas percepções nos dados analisados, deve-se utilizar ao menos o controle dentro dos grupos (áreas regionais comparáveis) analisados. Tecnicamente, assume-se que as observações são independentes entre os grupos, mas não necessariamente dentro dos grupos. Assim, é possível mensurar de forma mais rigorosa

a contribuição das características da região de origem e/ou de destino para a decisão de migrar de cada indivíduo pertencente a um grupo (área regional comparável) específico.<sup>13</sup>

### 3.3 O modelo empírico

As formas funcionais dos modelos propostos para determinar a probabilidade de ser migrante no Brasil entre 1980 e 2010 são especificadas na equação 9.

$$\Pr(y_{ij} = 1 \mid x, z) = \beta_0 + \beta_1 X_{ij} + \beta_2 Z_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

onde  $y_{ij}$  é a variável resposta;  $X_{ij}$  é um vetor de variáveis de interesse;  $Z_{ij}$  é um vetor de variáveis de controle; e  $\varepsilon_{ij}$  é o termo de erro aleatório.

A variável resposta  $y_{ij}$  descrita no quadro 1 indica a condição de migração individual em cada ano censitário.

QUADRO 1  
Variável dependente

Variável	Nome	Descrição
cond_mig	Condição de migração individual.	Variável categórica que assume o valor 1 para migrantes e 0 caso contrário.

Fonte: Microdados dos censos demográficos 1980-2010/IBGE.  
Elaboração dos autores.

Para captar de forma mais clara a efetiva contribuição dos aspectos regionais – taxas de pobreza e de desigualdade de renda – para a decisão individual de migrar e minimizar possíveis erros de especificação devido à omissão de variáveis não observáveis, são incorporadas à análise as seguintes variáveis de controle sociodemográfico (vetor  $Z_{ij}$ ): sexo, raça, situação conjugal,<sup>14</sup> escolaridade e grupos etários. As variáveis indicadoras da situação ocupacional dos indivíduos e seus respectivos rendimentos não são incluídas no modelo, pois estas informações são coletadas após o deslocamento dos migrantes. A imprecisão em relação à efetiva data de obtenção destas características inviabiliza a inclusão das mesmas como possíveis determinantes da migração.<sup>15</sup>

13. Os ajustes realizados para controlar a correlação intragrupo e o fato da análise ter como objeto de estudo o comportamento individual evidenciam que as técnicas econométricas *cross section* são adequadas para o objetivo proposto, pois, por hipótese, os indivíduos possuem determinadas características que não mudam ao longo do tempo. As contribuições das estimações com dados em painel seriam relevantes apenas no caso em que a unidade de análise fosse a região de residência, visto que esta possui características dinâmicas. Como o objetivo é analisar a decisão individual de migrar, optou-se por realizar uma análise *cross section* dos dados.

14. Noventa por cento da amostra referem-se a indivíduos responsáveis pelo domicílio e seus respectivos cônjuges. Testes de especificação indicaram ser mais adequado incluir, nos modelos, variáveis indicadoras da situação conjugal dos indivíduos em detrimento das variáveis de posição individual no domicílio.

15. A limitação da amostra às pessoas entre 25 e 64 anos procura minimizar a importância desta observação para as variáveis indicadoras de escolaridade. Em geral, indivíduos desta faixa etária já concluíram seu ciclo educacional e, portanto, pode-se assumir que o nível educacional afeta significativamente a decisão de migrar.

## QUADRO 2

## Variáveis indicadoras das características pessoais (controles sociodemográficos)

Variável	Nome	Descrição
sexo	Sexo.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para homens e 0 para mulheres.
branco	Cor ou raça.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para brancos e 0 para pretos e pardos.
sitconj_uniao	Situação conjugal.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos que possuem relação conjugal estável e 0 caso contrário.
getario_25a34	Grupo etário entre 25 e 34 anos.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com idade entre 25 e 34 anos e 0 caso contrário.
getario_35a44	Grupo etário entre 35 e 44 anos.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com idade entre 35 e 44 anos e 0 caso contrário.
getario_45a54	Grupo etário entre 45 e 54 anos.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com idade entre 45 e 54 anos e 0 caso contrário.
getario_55a64	Grupo etário entre 55 e 64 anos.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com idade entre 55 e 64 anos e 0 caso contrário.
escol_0a3	Grupo de escolaridade entre zero e três anos de estudo.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com escolaridade entre zero e três anos de estudo e 0 caso contrário.
escol_4a7	Grupo de escolaridade entre quatro e sete anos de estudo.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com escolaridade entre quatro e sete anos de estudo e 0 caso contrário.
escol_8a10	Grupo de escolaridade entre oito e dez anos de estudo.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com escolaridade entre oito e dez anos de estudo e 0 caso contrário.
escol_11a14	Grupo de escolaridade entre onze e quatorze anos de estudo.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com escolaridade entre onze e quatorze anos de estudo e 0 caso contrário.
escol_15	Grupo de escolaridade com quinze anos de estudo ou mais.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com escolaridade igual ou superior a quinze anos de estudo e 0 caso contrário.

Fonte: Microdados dos censos demográficos 1980-2010/IBGE.  
Elaboração dos autores.

As variáveis de interesse  $X_{ij}$  indicam as taxas de pobreza e de desigualdade de renda das regiões de origem e de destino dos potenciais migrantes. As informações regionais nas datas de referência de cada censo demográfico foram utilizadas como *proxies* para suas respectivas informações regionais na data fixa; logo, indivíduos que não realizaram deslocamentos possuem informações regionais idênticas em ambas as datas. Estes ajustes inviabilizam a estimação de modelos de migração que incorporem simultaneamente as características das regiões de origem e de destino dos potenciais migrantes, pois esta especificação tornaria as observações dos não migrantes autoidentificadas, comprometendo os resultados obtidos. Por este motivo, são estimadas regressões específicas para as localidades de residência individual na data fixa (origem) e na data de recenseamento (destino) dos potenciais migrantes. As variáveis regionais são descritas no quadro 3.

**QUADRO 3**  
**Variáveis indicadoras das características regionais (origem/destino)**

Variável	Nome	Descrição
pobreza	Taxa de pobreza da AC de origem/destino. <sup>1</sup>	Taxa de pobreza da AC de residência individual na data fixa/recenseamento.
gini_q1	Primeiro quartil do coeficiente de Gini da AC de origem/destino.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para ACs que possuem na data fixa/recenseamento valores do coeficiente de Gini pertencentes ao primeiro quartil da distribuição e 0 caso contrário.
gini_q2	Segundo quartil do coeficiente de Gini da AC de origem/destino.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para ACs que possuem na data fixa/recenseamento valores do coeficiente de Gini pertencentes ao segundo quartil da distribuição e 0 caso contrário.
gini_q3	Terceiro quartil do coeficiente de Gini da AC de origem/destino.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para ACs que possuem na data fixa/recenseamento valores do coeficiente de Gini pertencentes ao terceiro quartil da distribuição e 0 caso contrário.
gini_q4	Quarto quartil do coeficiente de Gini da AC de origem/destino.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para ACs que possuem na data fixa/recenseamento valores do coeficiente de Gini pertencentes ao quarto quartil da distribuição e 0 caso contrário.

Fonte: Microdados dos censos demográficos 1980-2010/IBGE.

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Linha de pobreza: um quarto do salário mínimo vigente na data de referência do censo 2010. Valores atualizados para cada ano censitário utilizando o INPC.

#### **4 A CONDIÇÃO DE MIGRAÇÃO INDIVIDUAL E O SENTIMENTO DE PRIVAÇÃO RELATIVA: MOBILIDADE TERRITORIAL COMO UMA ESTRATÉGIA PARA MAXIMIZAR A RENDA ESPERADA**

As condições socioeconômicas regionais possuem impacto significativo sobre a decisão de migrar. Singer (1973) afirma que os contextos regionais são os aspectos mais importantes deste processo, pois as características individuais só influenciam quem migra (ou não) após uma análise detalhada dos contextos sociais e econômicos das localidades de origem e de destino. Para o autor, as disparidades regionais podem ser interpretadas como o principal motor dos deslocamentos populacionais que acompanham o processo de desenvolvimento capitalista. Simultaneamente, estes deslocamentos podem afetar os contextos regionais, corroborando seu caráter desigual no espaço.

Por esse motivo diversos autores, como Cushing e Jacques (2004), evidenciam a importância de incorporar as características espaciais às análises migratórias. Há dois grupos de estudos que procuraram abordar esta problemática: o primeiro é constituído por trabalhos que procuram captar a influência das características locais, como renda média, coeficiente de Gini e taxa de desemprego, sobre os fluxos migratórios em uma perspectiva regional (impactos sobre o saldo migratório da região);<sup>16</sup> e o segundo inclui trabalhos que buscam quantificar a influência das características espaciais sobre a condição de migração individual, ou seja, são abordagens migratórias

16. Para o caso do Brasil, ver Justo e Silveira Neto (2008a) e Da Mata *et al.* (2007).

em perspectivas microeconômicas. Nesta perspectiva, é possível destacar o trabalho de Justo e Silveira Neto (2008b) para o caso do Brasil. Os autores realizam uma caracterização dos migrantes brasileiros de acordo com suas regiões de destino e estimam um modelo *logit* multinomial (não ordenado) para a decisão de migrar e a escolha da região de destino utilizando dados dos censos demográficos 1980 a 2000. O objetivo é determinar a probabilidade de migrar para as diferentes regiões do país, levando em consideração as características dos indivíduos e das UFs de origem, representadas por variáveis *dummies* indicadoras do nível de desenvolvimento humano e da renda média. Os resultados do modelo evidenciam que indivíduos do sexo masculino, brancos, jovens e escolarizados, casados e com filhos e chefes do domicílio possuem maior probabilidade de migrar. Além disso, se a UF de origem destes indivíduos é deprimida e/ou subdesenvolvida esta probabilidade aumenta.

É exatamente nessa perspectiva que este artigo pretende avançar, ao incorporar às abordagens individuais a influência das taxas regionais de pobreza e de desigualdade de renda sobre a decisão de migrar. A incorporação destas variáveis aos modelos individuais funcionará como um indicador do sentimento de privação relativa dos indivíduos em termos de renda e de consumo em comparação aos seus respectivos grupos sociais de referência.

Além disso, os resultados dos exercícios empíricos serão analisados considerando a hipótese de transição migratória brasileira estabelecida por Baeninger (2000 e 2008), Brito (2002 e 2006) e Lima (2013). Segundo os autores, as trajetórias migratórias secundárias verificadas após 1995 passaram a ganhar importância no cenário nacional em detrimento das trajetórias primárias devido, fundamentalmente, à elevação da migração de retorno e da migração direcionada para as cidades médias brasileiras, que tendem a crescer a taxas mais elevadas do que as grandes metrópoles nacionais. Neste contexto, espera-se identificar se a elevação da atratividade das regiões com níveis absolutos de renda menos expressivos tem contribuído para minimizar o sentimento de privação relativa individual e, conseqüentemente, os deslocamentos em busca de melhores oportunidades de emprego e renda.

#### **4.1 A contribuição das características individuais para a decisão de migrar**

Antes de proceder à análise regional é interessante analisar os determinantes da migração no Brasil, considerando apenas as características individuais de cada migrante potencial. Os resultados destes modelos evidenciam quais seriam as principais condicionantes dos deslocamentos no país em uma situação hipotética, na qual seria possível isolar o processo migratório dos contextos socioeconômicos nacionais. Assim, é possível identificar se o processo migratório é seletivo do ponto de vista individual, ou seja, se grupos de indivíduos com características específicas possuem maior probabilidade de migrar. A tabela 3 apresenta as estimações dos modelos.



**TABELA 3**  
**Brasil: razão de riscos relativos do modelo de regressão logística para a condição de migração individual (1980-2010)**

	1980	1991	2000	2010
sexo	1,113*** (0,003)	1,102*** (0,004)	1,085*** (0,004)	1,126*** (0,004)
branco	1,095*** (0,003)	1,024*** (0,004)	1,003 (0,003)	0,997 (0,003)
sitconj_uniao	1,483*** (0,006)	1,372*** (0,007)	1,261*** (0,005)	1,241*** (0,005)
getario45a54	1,257*** (0,007)	1,262*** (0,010)	1,270*** (0,009)	1,132*** (0,008)
getario35a44	1,733*** (0,009)	1,793*** (0,014)	1,696*** (0,011)	1,635*** (0,010)
getario25a34	2,630*** (0,013)	2,507*** (0,018)	2,337*** (0,015)	2,237*** (0,014)
escol_0a3	1,038*** (0,005)	0,999 (0,006)	0,995 (0,005)	0,772*** (0,005)
escol_4a7	0,891*** (0,005)	0,941*** (0,006)	0,943*** (0,005)	0,897*** (0,004)
escol_11a14	1,202*** (0,007)	1,113*** (0,008)	1,085*** (0,006)	1,032*** (0,005)
escol_15	1,961*** (0,042)	1,412*** (0,012)	1,473*** (0,010)	1,602*** (0,010)
_cons	0,034*** (0,000)	0,026*** (0,000)	0,029*** (0,000)	0,025*** (0,000)
Pseudo-R2	0,019	0,015	0,013	0,018
Número de observações	8.088.455	5.582.196	6.745.692	8.373.332

Fonte: Microdados dos censos demográficos 1980-2010/IBGE.  
 Elaboração dos autores.

Notas: \* Variável significativa a 10%.

\*\* Variável significativa a 5%.

\*\*\* Variável significativa a 1%.

Os resultados dos modelos indicam, para todo o período analisado, que a efetivação da migração é positivamente relacionada com a variável *sexo*. Os homens possuem maior probabilidade de migrar em comparação às mulheres e esta diferença manteve-se praticamente estável entre 1980 e 2010. Em média, os homens possuem uma probabilidade 10% maior de migrar. Em relação à cor (ou raça), em 1980 os indivíduos brancos possuíam uma probabilidade 9% mais elevada de migrar do que os indivíduos pretos e pardos. Todavia, este percentual decresceu ao longo do período analisado, aproximando-se de zero em 2010. Um argumento que pode ser utilizado para explicar este resultado refere-se ao enfraquecimento da discriminação por cor existente nos mercados de trabalho brasileiros, conforme destacado por Barros, Franco e Mendonça (2007b). Esta mudança nos mercados de trabalho nacionais pode ter estimulado a diminuição das incertezas em relação aos retornos

dos deslocamentos de indivíduos com características não produtivas tradicionalmente não beneficiadas no processo de inserção ocupacional.

Indivíduos que possuem situação conjugal estável têm maior probabilidade de migrar em comparação aos demais indivíduos em todo período analisado, provavelmente porque necessitam realizar deslocamentos para diversificar suas oportunidades de renda e emprego. Em 1980, estes indivíduos tinham probabilidade 48% maior de serem migrantes quando comparados às pessoas que não viviam em união estável. Este percentual se reduziu no período, estabelecendo-se em 24% em 2010. De forma geral, observa-se que chefes dos domicílios e seus respectivos cônjuges tendem a migrar conjuntamente, mas em uma proporção cada vez menos expressiva. Ou seja, nas últimas décadas aumentaram os deslocamentos de indivíduos solteiros, que possuem vínculos subjetivos menos expressivos com a região de origem.

Os resultados dos modelos indicam claramente a seletividade da migração em relação à idade dos indivíduos. O grupo etário mais jovem (25 a 34 anos) possui probabilidade de migrar significativamente mais elevada do que os demais elementos da amostra (há uma pequena diminuição da vantagem no período, sem quaisquer indícios de perda de posição deste grupo). As estimações confirmam as hipóteses sobre a maior facilidade de deslocamento dos jovens, visto que os mesmos possuem maior propensão ao risco e maior capacidade de adaptação a novos contextos sociais.

Em relação ao nível de escolaridade, são observadas tendências específicas para cada grupo de análise. Indivíduos com menores níveis de escolaridade (zero a três anos de estudo) possuíam, em 1980, probabilidade de migrar aproximadamente 4% mais elevada do que os indivíduos com níveis de escolaridade intermediária e elevada. Este resultado provavelmente é uma consequência da migração estimulada por fatores negativos que dificultam a inserção individual em suas respectivas regiões de origem. Os migrantes com tais características tendem a interpretar a mobilidade espacial como mobilidade social, ainda que efetivamente este resultado não seja verificado. Este argumento pode ser utilizado para explicar parte dos fluxos migratórios que ocorriam no Brasil no final da década de 1970 entre áreas comparáveis da região Nordeste (origem) e São Paulo (destino). Nos anos censitários posteriores, observa-se uma inversão desta probabilidade, de tal forma que indivíduos pouco escolarizados passam a ter, em 2010, uma probabilidade de migrar 20% mais baixa do que os mais escolarizados; um provável reflexo da diminuição percentual deste grupo no total da população brasileira e/ou da elevação da percepção de suas dificuldades de inserção mesmo em conjunturas mais favoráveis (permanecer na origem seria menos prejudicial do que migrar e não obter emprego).

Os indivíduos mais escolarizados (onze a quatorze e quinze ou mais anos de estudo) possuem maior probabilidade de migrar em relação aos demais grupos em todo o período. Há uma pequena redução desta probabilidade entre 1980 e 2010;

contudo, esta perda é insuficiente para afetar a seletividade da migração em termos educacionais. Por exemplo, em 1980 a probabilidade de migrar dos indivíduos com quinze anos de estudo ou mais era 96% maior do que a probabilidade dos demais grupos; entre 1991 e 2000, este percentual caiu para aproximadamente 40%, reflexo da conjuntura econômica nacional desfavorável que desestimulou deslocamentos populacionais internos; em 2010, este percentual se recuperou, estabelecendo-se em 60%. Os indivíduos que apresentam estas características tendem a ser beneficiados pela efetivação da migração, pois altos níveis de escolaridade facilitam a inserção individual nos mercados de trabalho, tanto em regiões dinâmicas quanto estagnadas.

De forma geral, os resultados dos modelos de determinação da condição de migração individual, que incorporam apenas características sociodemográficas individuais, indicam que os homens, brancos, jovens, com situação conjugal estável e com elevados níveis de escolaridade possuem maior probabilidade de migrar no Brasil no período entre 1980 e 2010, corroborando as análises sobre o tema (Justo e Silveira Neto, 2008b). Há evidências de elevação da probabilidade de migrar das mulheres e de indivíduos pretos e pardos; contudo, estas características ainda não são as mais beneficiadas pelo processo migratório, que tende a ser seletivo.

#### **4.2 As taxas de pobreza regionais e os impactos destas sobre a decisão individual de migrar**

A pobreza é considerada, em termos econômicos, uma situação de privação material, social, cultural ou de acesso a determinados recursos (Martini, 2010). Pode ser caracterizada como de natureza absoluta, relativa ou subjetiva e sua identificação depende dos critérios de definição e mensuração adotados (Rocha, 2003).

Segundo Sen (1999), a pobreza tem uma natureza simultaneamente absoluta e relativa, pois apesar da posse de bens e da percepção da privação de bem-estar (exclusão social) variarem de acordo com cada sociedade, há um núcleo absoluto neste fenômeno, caracterizado por necessidades humanas básicas comuns a todos os contextos. Neste sentido, a pobreza precisa ser analisada sob um ponto de vista multidimensional.

A mensuração da pobreza requer, primeiramente, a identificação dos indivíduos pobres em uma determinada sociedade (definição da linha de pobreza), o que permitirá calcular sua intensidade de acordo com os padrões de necessidades básicas vigentes nessa sociedade. Em seguida, deve-se criar um índice que considere todas as medidas de privação dos indivíduos pobres da comunidade, que viabilize a comparação com os indicadores das demais localidades (Martini, 2010).

O critério para definição da linha de pobreza adotado neste artigo considera pobre o indivíduo que possui rendimentos mensais inferiores a um quarto do salário mínimo vigente em 2010, a saber, R\$ 510,00. Ressalta-se que os valores da linha de pobreza (R\$ 127,50 em 2010) foram ajustados para cada ano censitário em análise

por intermédio do INPC. A adoção deste critério é justificada por esta ser a principal referência para a inclusão de indivíduos em programas sociais do governo federal.

O índice de pobreza utilizado foi o proposto por Foster, Greer e Thorbecke (1984) e pode ser empregado para calcular a proporção de famílias abaixo da linha de pobreza, a renda média das famílias pobres e a medida de desigualdade e de privação relativa das famílias pobres. Os modelos estimados visam identificar a influência da taxa de pobreza regional sobre a decisão individual de migrar. O objetivo é avaliar se regiões mais pobres são caracterizadas pela repulsão populacional. Os resultados dos modelos podem ser visualizados na tabela 4.

TABELA 4

**Brasil: razão de riscos relativos do modelo de regressão logística para a condição de migração individual, segundo a taxa de pobreza do local de residência (1980-2010)**

	Origem (data fixa)				Destino (data de recenseamento)			
	1980	1991	2000	2010	1980	1991	2000	2010
sexo	1,113*** (0,006)	1,102*** (0,005)	1,087*** (0,006)	1,123*** (0,006)	1,113*** (0,012)	1,101*** (0,005)	1,085*** (0,007)	1,123*** (0,006)
branco	1,251** (0,110)	1,061 (0,098)	1,049 (0,074)	0,944 (0,066)	1,065 (0,108)	0,965 (0,091)	0,996 (0,080)	0,938 (0,079)
sitconj_uniao	1,461*** (0,042)	1,366*** (0,015)	1,258*** (0,017)	1,246*** (0,014)	1,489*** (0,045)	1,381*** (0,023)	1,261*** (0,022)	1,246*** (0,019)
getario45a54	1,267*** (0,031)	1,258*** (0,021)	1,271*** (0,037)	1,136*** (0,042)	1,254*** (0,015)	1,268*** (0,023)	1,270*** (0,022)	1,136*** (0,019)
getario35a44	1,726*** (0,029)	1,785*** (0,021)	1,690*** (0,077)	1,655*** (0,073)	1,734*** (0,035)	1,806*** (0,050)	1,696*** (0,058)	1,657*** (0,049)
getario25a34	2,579*** (0,055)	2,481*** (0,065)	2,315*** (0,150)	2,288*** (0,161)	2,639*** (0,112)	2,545*** (0,133)	2,339*** (0,137)	2,291*** (0,094)
escol_0a3	0,837** (0,062)	0,947 (0,057)	0,943** (0,024)	0,823*** (0,024)	1,084 (0,120)	1,088 (0,100)	1,002 (0,075)	0,828*** (0,034)
escol_4a7	0,856*** (0,035)	0,930 (0,044)	0,934** (0,026)	0,918*** (0,018)	0,897* (0,053)	0,956 (0,057)	0,944 (0,047)	0,920*** (0,028)
escol_11a14	1,188*** (0,051)	1,106*** (0,034)	1,078** (0,037)	1,030 (0,023)	1,206*** (0,045)	1,124*** (0,025)	1,086*** (0,022)	1,030 (0,022)
escol_15	2,013*** (0,219)	1,418*** (0,119)	1,483*** (0,126)	1,592*** (0,089)	1,955*** (0,176)	1,406*** (0,060)	1,472*** (0,064)	1,592*** (0,071)
pobreza	3,186*** (1,300)	1,519* (0,608)	3,304* (2,108)	0,429** (0,155)	0,776 (0,307)	0,485** (0,171)	0,827 (0,450)	0,390*** (0,129)
_cons	0,020*** (0,006)	0,024*** (0,005)	0,025*** (0,005)	0,028*** (0,005)	0,038*** (0,014)	0,030*** (0,007)	0,030*** (0,006)	0,028*** (0,004)
Pseudo-R2	0,027	0,016	0,014	0,019	0,020	0,017	0,013	0,019
Número de observações	8.088.455	5.582.196	6.745.692	8.373.332	8.088.455	5.582.196	6.745.692	8.373.332

Fonte: Microdados dos censos demográficos 1980-2010/IBGE.

Elaboração dos autores.

Notas: \* Variável significativa a 10%.

\*\* Variável significativa a 5%.

\*\*\* Variável significativa a 1%.

A hipótese de que regiões mais pobres são incapazes de reter suas respectivas populações ou de atrair migrantes é confirmada pelos resultados dos modelos estimados. O sentimento de privação relativa é mais expressivo em áreas regionais comparáveis com maiores níveis de pobreza; logo, estas regiões tornam-se pouco atraentes para os indivíduos que buscam melhores condições de vida e elevação de seu bem-estar.

Os modelos para as regiões de origem evidenciam que a probabilidade de migrar de um indivíduo que reside na data fixa em uma área regional comparável com maior proporção de pobres é significativamente superior à probabilidade de migrar dos indivíduos residentes em ACs com taxas de pobreza menores. Quanto mais expressiva é a proporção de pobres, menor é a capacidade de retenção populacional da localidade. Em outras palavras, a taxa de pobreza funciona como um fator de repulsão populacional nas respectivas regiões de origem dos potenciais migrantes. Nota-se que em 2010 há uma reversão do sinal da razão de risco relativo da variável *pobreza* para o modelo de origem, o que parece indicar um ponto de inflexão na relação entre taxa de pobreza e migração. Há dois prováveis argumentos para justificar este resultado. Primeiro, pode-se supor que a política de valorização do salário mínimo no Brasil na última década afetou favoravelmente a estimação para este ano; e em segundo pode-se supor que a generalização dos programas sociais brasileiros, fundamentados na transferência de renda, tenha estimulado a permanência em áreas comparáveis mais pobres, uma vez que o benefício recebido é menos incerto do que a remuneração que pode ser obtida no caso da efetivação do deslocamento.<sup>17</sup>

A análise dos modelos para as regiões de destino dos potenciais migrantes corrobora as tendências identificadas pelos modelos de origem. A taxa de pobreza diminui a atratividade dos prováveis destinos dos migrantes. Um indivíduo que reside na data do censo em uma área regional comparável com elevada proporção de pobres possui uma probabilidade muito inferior de ser migrante em relação à probabilidade dos indivíduos residentes em ACs com baixas taxas de pobreza. Esta observação é válida para todos os anos analisados.

Os resultados dos modelos evidenciam que quando as condições socioeconômicas locais são desfavoráveis há um estímulo para a não permanência nestas localidades. A migração, neste contexto, pode ser interpretada como uma estratégia para minimização dos riscos de renda associados às falhas de mercado, como enfatizam os teóricos da NEML (Stark, 1991; Taylor, 1999). O sentimento de privação relativa estimula a emigração nas regiões mais pobres e desestimula a imigração para estas regiões. A utilização de um conceito de pobreza relativo evidencia que a probabilidade de migrar se altera devido às variações na renda do entorno social

---

17. A inexistência de quesitos migratórios sobre o recebimento de renda proveniente de programas sociais nos censos demográficos de 1980 e 1991 inviabiliza a estimação de modelos que avaliem a influência destes benefícios sobre a decisão individual de migrar. Os autores estão cientes da importância desta variável para os fluxos migratórios nacionais, todavia, o horizonte de tempo analisado e a base de dados utilizada impossibilitam sua inclusão nos modelos estimados.

(grupo de referência) do migrante potencial. Além disso, fica claro que o padrão de distribuição de renda também afeta esta probabilidade; logo, é interessante analisar sua influência sobre a efetivação do deslocamento.

### 4.3 A influência dos padrões regionais de distribuição de renda sobre os deslocamentos populacionais no Brasil

O sentimento de privação em relação ao grupo social de referência é um dos incentivos para a efetivação da migração (Stark e Taylor, 1989 e 1991; Stark, 1991). Quanto mais desigual for a distribuição de renda de uma localidade, maior será o sentimento de privação relativa e, conseqüentemente, maiores serão os incentivos para a emigração. Ou na perspectiva extrarregional, menores os estímulos para a imigração.

O coeficiente de Gini é a medida mais comumente utilizada para mensurar a desigualdade de renda. Este coeficiente assume valores entre 0 e 1 para indicar o grau de desigualdade de determinada região. Quanto mais desigual a distribuição de renda, maior será o valor do coeficiente de Gini; quanto menos desigual, menor será o seu valor.

Barros *et al.* (2007a) analisam a evolução do coeficiente de Gini para o Brasil e evidenciam que a partir de 2001 seu nível de desigualdade de renda começou a declinar. Todavia, apesar desta diminuição, ainda são verificados elevados níveis de desigualdade no país, especialmente quando são realizadas comparações no âmbito internacional. Além disso, os autores identificam que o ritmo desta diminuição da desigualdade tornou-se menos expressivo a partir de 2006, o que pode comprometer sua evolução. Vale salientar que diversos estudos têm atribuído a queda da desigualdade à intensificação das políticas de transferência de renda e de valorização do salário mínimo, intensificadas na segunda metade da década de 2000 (Soares, 2010).

Para analisar a influência do padrão de distribuição de renda brasileiro sobre a decisão individual de migrar entre 1980 e 2010, utiliza-se o rendimento domiciliar *per capita*. A medida de desigualdade é o coeficiente de Gini. A tabela 5 fornece os resultados dos modelos para as regiões de origem e de destino dos potenciais migrantes.

TABELA 5  
Brasil: razão de riscos relativos do modelo de regressão logística para a condição de migração individual segundo o padrão de distribuição de renda do local de residência (1980-2010)

	Origem (data fixa)				Destino (data de recenseamento)			
	1980	1991	2000	2010	1980	1991	2000	2010
sexo	1,113*** (0,006)	1,101*** (0,005)	1,085*** (0,005)	1,126*** (0,006)	1,113*** (0,012)	1,100*** (0,005)	1,083*** (0,007)	1,124*** (0,006)
branco	1,146** (0,074)	1,049 (0,070)	1,011 (0,063)	1,092 (0,061)	1,124 (0,082)	1,038 (0,058)	0,980 (0,053)	0,894* (0,056)
sitconj_uniao	1,483*** (0,042)	1,362*** (0,014)	1,261*** (0,016)	1,252*** (0,014)	1,484*** (0,043)	1,357*** (0,016)	1,253*** (0,017)	1,227*** (0,014)

(Continua)

(Continuação)

	Origem (data fixa)				Destino (data de recenseamento)			
	1980	1991	2000	2010	1980	1991	2000	2010
getario45a54	1,255*** (0,029)	1,255*** (0,023)	1,270*** (0,037)	1,130*** (0,040)	1,256*** (0,015)	1,253*** (0,019)	1,263*** (0,020)	1,131*** (0,018)
getario35a44	1,724*** (0,030)	1,773*** (0,021)	1,694*** (0,078)	1,623*** (0,072)	1,731*** (0,031)	1,765*** (0,040)	1,679*** (0,051)	1,643*** (0,046)
getario25a34	2,615*** (0,064)	2,459*** (0,069)	2,331*** (0,155)	2,213*** (0,160)	2,628*** (0,118)	2,441*** (0,120)	2,306*** (0,124)	2,258*** (0,090)
escol_0a3	1,014 (0,075)	0,950 (0,043)	0,991 (0,034)	0,758*** (0,035)	1,029 (0,161)	0,929 (0,091)	0,981 (0,069)	0,793*** (0,035)
escol_4a7	0,898*** (0,029)	0,931* (0,037)	0,942** (0,022)	0,906*** (0,017)	0,899* (0,054)	0,925 (0,046)	0,936* (0,037)	0,889*** (0,019)
escol_11a14	1,191*** (0,053)	1,109*** (0,032)	1,081** (0,039)	1,017 (0,020)	1,195*** (0,044)	1,112*** (0,023)	1,096*** (0,020)	1,053*** (0,017)
escol_15	1,967*** (0,202)	1,420*** (0,123)	1,468*** (0,126)	1,554*** (0,097)	1,952*** (0,165)	1,428*** (0,065)	1,514*** (0,054)	1,667*** (0,054)
gini_q4	1,361*** (0,140)	1,063 (0,184)	1,129* (0,081)	1,400* (0,257)	1,155 (0,194)	0,971 (0,194)	0,720*** (0,066)	0,466*** (0,053)
gini_q3	0,799 (0,218)	0,656* (0,167)	0,968 (0,140)	1,171** (0,074)	0,782 (0,287)	0,515** (0,162)	0,547*** (0,118)	0,684*** (0,044)
gini_q2	0,960 (0,185)	1,004 (0,158)	1,110 (0,259)	0,868 (0,155)	1,064 (0,284)	1,065 (0,191)	0,568*** (0,113)	0,642** (0,144)
_cons	0,032*** (0,003)	0,029*** (0,005)	0,027*** (0,002)	0,021*** (0,001)	0,033*** (0,007)	0,031*** (0,007)	0,043*** (0,004)	0,038*** (0,002)
Pseudo-R2	0,024	0,019	0,013	0,022	0,021	0,024	0,020	0,026
Número de observações	8.088.455	5.582.196	6.745.692	8.373.332	8.088.455	5.582.196	6.745.692	8.373.332

Fonte: Microdados dos censos demográficos 1980-2010/IBGE.

Elaboração dos autores.

Notas: \* Variável significativa a 10%.

\*\* Variável significativa a 5%.

\*\*\* Variável significativa a 1%.

Os resultados dos modelos evidenciam que os impactos do padrão de distribuição regional de renda sobre o bem-estar individual afetam a decisão de migrar. Para as regiões de origem dos migrantes observa-se o seguinte padrão: indivíduos residentes na data fixa em áreas regionais comparáveis pertencentes ao quartil mais elevado do coeficiente de Gini (maior desigualdade) possuem maior probabilidade de migrar em comparação aos indivíduos residentes em ACs pertencentes aos demais quartis da distribuição. Em outras palavras, a desigualdade equivale a um fator de repulsão populacional: o elevado sentimento de privação relativa, provocado pelo grande nível de desigualdade, funciona como um incentivo à migração. Em contrapartida, áreas comparáveis com níveis intermediários ou baixos de desigualdade tendem a reter suas respectivas populações.

Ressalta-se que o quartil intermediário da distribuição do coeficiente de Gini (terceiro) verifica uma alteração de sua *odds ratio* em 2010, o que pode indicar

maior sensibilidade dos indivíduos ao sentimento de privação relativa mesmo em áreas comparáveis que não apresentam níveis elevados de desigualdade. As *odds ratio* da variável indicadora do segundo quartil do coeficiente de Gini (*gini\_q2*) para 1991 e 2000 (maiores do que 1) não devem necessariamente ser consideradas como “quebras” de comportamento, pois os resultados pertencem ao intervalo de confiança das estimações obtidas.

A análise dos modelos para as regiões de destino dos migrantes evidencia que áreas mais desiguais tendem a atrair poucos indivíduos, corroborando as tendências identificadas pelos modelos de origem. Estes resultados podem ser interpretados como uma consequência da preferência dos migrantes por residir nas respectivas regiões de origem em contextos sociais desfavoráveis. As instabilidades geradas pela residência em regiões com elevadas disparidades de renda podem ter um custo de oportunidade menos expressivo nos contextos sociais em que os potenciais migrantes possuem maior inserção e/ou grau de familiaridade. Logo, altos níveis de desigualdade na distribuição de renda das regiões de residência na data do censo (destino) funcionam como fatores de baixa atratividade.

Verifica-se que regiões de destino com baixos valores do coeficiente de Gini eram mais atraentes para os imigrantes entre 1980 e 1991. Todavia, esta situação inverteu-se nos anos recentes: a probabilidade de migrar dos indivíduos que residiam na data do censo em áreas comparáveis com níveis menos expressivos de desigualdade caiu em comparação aos demais grupos. Observa-se que do ponto de vista do destino o processo migratório tornou-se mais sensível a quaisquer níveis de desigualdade de renda.

Esses resultados provavelmente são uma consequência da redução da desigualdade da distribuição de renda brasileira nos últimos anos. Apesar de ainda verificar elevados níveis de desigualdade, as perspectivas de redução dos coeficientes de Gini regionais têm influenciado a permanência dos indivíduos em suas respectivas regiões de origem, mesmo em conjunturas não muito favoráveis. Mais especificamente, é provável que a diminuição do sentimento de privação relativa proporcionada por políticas de transferência de renda para os estratos sociais mais baixos da população esteja funcionando, em alguma medida, como um mecanismo de gerenciamento dos fluxos migratórios nacionais.

Em síntese, os modelos estimados evidenciam que os níveis de pobreza e de desigualdade de renda funcionam como um importante fator de repulsão populacional nas regiões de origem e de destino dos migrantes. Todavia, os resultados para 2010 indicam que pode estar ocorrendo uma alteração da influência destas variáveis sobre a condição de migração individual, especialmente nas localidades de origem dos potenciais migrantes, o que provavelmente está relacionado ao processo de transição migratória nacional. O aumento dos deslocamentos de



retorno às tradicionais regiões de origem brasileiras (localizadas fundamentalmente nos estados da região Nordeste e em Minas Gerais) e em direção às cidades médias (localizadas principalmente na região Centro-Sul do país) tem proporcionado a expansão das trajetórias migratórias secundárias em detrimento de suas trajetórias dominantes. Estes deslocamentos secundários podem contribuir para a redução do sentimento de privação relativa e, conseqüentemente, para a reconfiguração dos fluxos migratórios, por dois motivos fundamentais: *i*) a migração de retorno, conforme evidenciam Ramalho e Queiroz (2011), tende a gerar ganhos salariais (especialmente para os indivíduos mais escolarizados); logo, a situação deste remigrados em relação ao grupo social de referência torna-se mais favorável; e *ii*) as cidades médias tendem a apresentar níveis absolutos de renda e de desigualdade menos expressivos em comparação às grandes metrópoles, conforme dados do Ipea (2010). De forma recíproca, a redução das taxas de pobreza e de desigualdade de renda nas tradicionais regiões de origem dos migrantes brasileiros e o crescimento expressivo do produto interno bruto (PIB) *per capita* das cidades médias têm contribuído para a intensificação dos deslocamentos secundários da mão de obra. Observa-se, assim, uma relação bastante complexa entre a evolução dos indicadores de pobreza e de desigualdade regionais e o processo de transição migratória nacional, cuja dinâmica é fundamental para a superação dos obstáculos ao desenvolvimento sustentável de longo prazo.

Embora os resultados indiquem que a redução da desigualdade de renda e da pobreza no país provavelmente tem contribuído para o arrefecimento de suas trajetórias migratórias dominantes (das regiões pobres para as mais ricas), as perspectivas não são tão favoráveis. Segundo Soares (2010), são necessárias políticas mais amplas para que esta redução e suas conseqüências para a dinâmica socioeconômica brasileira sejam sustentáveis no longo prazo. São necessárias melhorias nos sistemas educacionais, tributários, industriais, regionais, culturais etc., para a efetiva diminuição do fosso social no Brasil e, conseqüentemente, dos deslocamentos populacionais provocados pelo mesmo.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A dinâmica dos deslocamentos da mão de obra de uma determinada região está intrinsecamente relacionada ao processo de desenvolvimento socioeconômico desta (Singer, 1973). Elevadas taxas regionais de pobreza e de desigualdade de rendimentos podem se traduzir em um expressivo sentimento de privação relativa, em termos de renda e consumo individual e, conseqüentemente, em significativos fluxos migratórios em direção às regiões com melhores oportunidades de emprego e renda. Estes deslocamentos, segundo os teóricos da NELM, são parte de uma estratégia de maximização da renda esperada de uma unidade domiciliar: espera-se pelo menos manter o nível de renda da unidade com o deslocamento de algum de seus membros para uma região mais dinâmica (Taylor, 1999).

No caso do Brasil, é possível observar que o padrão migratório dominante no processo de desenvolvimento recente do país (pós-1950) é caracterizado por elevados deslocamentos populacionais das regiões brasileiras mais pobres (estados do Nordeste e Minas Gerais) para as regiões mais dinâmicas e com maiores níveis de renda (principalmente São Paulo). Apesar deste padrão manter a sua posição no cenário nacional, verifica-se nas duas últimas décadas, principalmente após 1995, o aumento da importância das trajetórias migratórias secundárias direcionadas para as cidades médias brasileiras e para a migração de retorno, o que parece indicar um processo de migração transitória, conforme enfatizam Baeninger (2000 e 2008), Brito (2002 e 2006) e Lima (2013). Os autores ressaltam que as transformações socioeconômicas ocorridas no Brasil a partir de meados da década de 1990, como a redução das taxas de pobreza e de desigualdade de renda, podem ter contribuído para a intensificação deste processo de transição.

Nesse contexto, este artigo procurou analisar a influência das taxas regionais de pobreza e de desigualdade de renda sobre a condição migratória individual no Brasil entre 1980 e 2010. A análise buscou identificar em que medida contextos regionais desfavoráveis em relação às oportunidades de emprego e renda podem afetar a probabilidade individual de migração, uma vez que possuem impactos significativos sobre o sentimento de privação relativa em comparação ao grupo social de referência dos indivíduos.

A partir da análise dos microdados dos censos demográficos de 1980 a 2010 e utilizando modelos de regressão logística, foi possível observar que as taxas de pobreza e de desigualdade de rendimentos funcionam com um importante fator de repulsão populacional, tanto para as regiões de origem quanto de destino dos potenciais migrantes. Ou seja, as regiões mais pobres e com maiores níveis de desigualdade de renda tendem a ser caracterizadas pela incapacidade de reter suas respectivas populações e pela baixa capacidade de atrair indivíduos de outras regiões. Os indivíduos que residem em áreas com estas características tendem a ter maior probabilidade de migrar em todo o período analisado quando comparados aos demais indivíduos. A principal justificativa para este resultado refere-se ao elevado sentimento de privação relativa existente nestas regiões e às escassas oportunidades de renda e emprego locais, o que estimula a efetivação do deslocamento. A migração é considerada, assim, uma estratégia para a maximização da renda esperada, como enfatizam os teóricos da NELM, apesar dos riscos monetários e psicológicos envolvidos no deslocamento.

Todavia, é importante salientar que os resultados dos modelos para o ano 2010 indicam que pode estar ocorrendo uma alteração da influência destas variáveis sobre a condição de migração individual, especialmente nas regiões de origem dos potenciais migrantes, pois a probabilidade de migrar dos indivíduos residentes

nestas regiões diminuiu no final do período analisado. Uma provável justificativa para este resultado refere-se à generalização dos programas de transferência de renda do governo brasileiro, os quais podem estar estimulando a permanência em áreas comparáveis mais pobres e desiguais devido à garantia de recebimento do benefício em comparação à incerteza do retorno do deslocamento. Além disso, a diminuição das taxas regionais de pobreza e de desigualdade de renda no Brasil, conforme evidenciam Barros *et al.* (2007a), tem influenciado a permanência dos indivíduos em suas respectivas regiões de origem, mesmo em conjunturas não muito favoráveis. Em geral, parece haver uma preferência dos indivíduos por residir em suas regiões de origem se as perspectivas de crescimento são favoráveis. Ou seja, a perspectiva de redução do sentimento de privação relativa, estimulada quer por políticas de transferência de renda, quer pela retomada da dinâmica econômica local, tem funcionado como um mecanismo de gerenciamento dos fluxos migratórios, contribuindo para o processo de transição migratória nacional (intensificação das trajetórias migratórias secundárias – migração de retorno e para as cidades médias).

Apesar dos resultados dos modelos indicarem que a redução das taxas de pobreza e de desigualdade no Brasil, provavelmente, tem contribuído para o aumento das trajetórias migratórias secundárias no país, as perspectivas para a dinâmica do desenvolvimento socioeconômico nacional não são tão favoráveis. Segundo Soares (2010), a continuidade do processo de redução das disparidades regionais no país e, conseqüentemente, a diminuição das trajetórias migratórias dominantes (das regiões pobres para as ricas) exigem o estabelecimento de políticas públicas de caráter mais amplo (reformas dos sistemas educacional, tributário, industrial, cultural etc.). Os deslocamentos da força de trabalho em contextos regionais, com elevado grau de heterogeneidade, não apresentam uma tendência à estagnação; pelo contrário, são estabelecidos novos fluxos migratórios, mais complexos e que não guardam uma relação linear com os níveis de desenvolvimento local. Estas características precisam ser incorporadas à análise se o objetivo das políticas econômicas é a coesão nacional.

## ABSTRACT

The study of migration and development interactions is essential to understand regional growth trajectories. The aim of this paper is to identify the influence of regional poverty rates and income inequality levels to the individual migration decision in Brazil between 1980 and 2010. To achieve this goal, we analyze data from demographic census, provided by IBGE, using logistic models. Data analysis shows that migration patterns in Brazil are extremely related with the regional levels of poverty and income inequality. The higher the regional levels of poverty and income inequality, the higher the feeling of individual relative deprivation and, consequently, the higher the probability of individual migration. Displacements are a strategy to minimize the risk of household's income decrease.

**Keywords:** regional development; migration; poverty; Gini index; relative deprivation.

## REFERÊNCIAS

BAENINGER, R. Novos espaços da migração no Brasil: anos 1980 e 1990. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS*, 12., 2000, Caxambu. **Anais...** Belo Horizonte: ABEP, 2000.

\_\_\_\_\_. Rotatividade migratória: um novo olhar para as migrações no século XXI. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS*, 16., 2008, Caxambu. **Anais...** Belo Horizonte: ABEP, 2008.

BARROS, R. P. *et al.* **A queda recente da desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007a. 22 p. (Texto para Discussão, n. 1258).

BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Discriminação e segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007b. 30 p. (Texto para Discussão, n. 1288).

BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. **The Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, part 2, p. 9-49, Oct. 1962.

BRITO, F. Brasil, final de século: a transição para um novo padrão migratório? *In: CARLEIAL, A. N. (Org).* **Transições migratórias**. Fortaleza: Iplance, 2002. (Edições Iplance).

\_\_\_\_\_. O deslocamento da população brasileira para as metrópoles. **Estudos Avançados**, v. 57, p. 221-236, 2006.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. New York: Cambridge University Press, 2005.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. 9 p. (Texto para Discussão, n. 897).

CUSHING, B.; JACQUES, P. Crossing boundaries and borders: regional science advances in migration modeling. **Papers in Regional Science (RSAI)**, v. 83, issue 1, p. 317-338, Jan. 2004.

DA MATA, D. *et al.* **Quais as características das cidades determinam a atração de migrantes qualificados?** Brasília: Ipea, 2007. 20 p. (Texto para Discussão, n. 1305).

DE HAAS, H. The internal dynamics of migration process. *In: IMSCOE CONFERENCE ON THEORIES OF MIGRATION AND SOCIAL CHANGE*, 2008, Oxford. **Anais...** Oxford: University of Oxford, 2008.

FOSTER, J.; GREER, J; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v. 52, p. 761-766, 1984.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censos Demográficos 1980, 1991, 2000 e 2010**. Disponível em: <<http://goo.gl/FSSRo7>>. Acesso em: 30 nov. 2013.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Perspectivas do desenvolvimento brasileiro**: livro 10. Brasília: Ipea, 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/MqUeVj>>.

JUSTO, W. R.; SILVEIRA NETO, R. M. O que determina a migração interestadual no Brasil? Um modelo espacial para o período 1980-2000. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 39, n. 4, out.-dez. 2008a.

\_\_\_\_\_. Quem são e para onde vão os migrantes no Brasil? O perfil do migrante interno brasileiro. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2008b.

LEWIS, A. Economic development with unlimited supplies of labour. **Manchester School of Economic and Social Studies**, v. 22, p. 139-191, 1954.

LIMA, A. C. C. **Desenvolvimento regional e fluxos migratórios no Brasil**: uma análise para o período 1980-2010. 2013. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2013. 283 p.

MARTINI, R. A. Um ensaio sobre os aspectos teóricos e metodológicos da economia da pobreza. **Economia Ensaios**, Uberlândia, v. 24, p. 81-102, 2010.

MASSEY, D. S. *et al.* Theories of international migration: a review and appraisal. **Population and Development Review**, v. 19, n. 3, p. 431-466, Sept. 1993.

RAMALHO, H. M. B.; QUEIROZ, V. S. Migração interestadual de retorno e autosseleção: evidências para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 41, n. 3, dez. 2011.

RAVENSTEIN, E. G. The laws of migration. **Journal of the Statistical Society of London**, v. 48, n. 2, p. 167-235, Jun. 1885.

\_\_\_\_\_. The laws of migration. **Journal of the Statistical Society of London**, v. 52, n. 2, p. 241-305, Jun. 1889.

REIS, J. E. *et al.* Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000. *In*: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE CARTOGRAFIA HISTÓRICA, 1., 2011, Paraty. **Anais...** Paraty: UFMG, 2011.

RIGOTTI, J. I. R. **Técnicas de mensuração das migrações, a partir de dados censitários**: aplicações aos casos de Minas Gerais e São Paulo. 1999. Tese (Doutorado em Demografia) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1999. 142 p.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil**: afinal, do que se trata? Rio de Janeiro: Editora FGV, 2003.

SEN, A. **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo: Editora Companhia das Letras, 1999. (Série Prêmio Nobel).

SINGER, P. Migrações internas: considerações teóricas sobre seu estudo. *In*: \_\_\_\_\_. (Org.). **Economia política da urbanização**. São Paulo: Editora Brasiliense, 1973.

SJAASTAD, L. A. The costs and returns of human migration. **The Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, part 2, p. 80-93, Oct. 1962.

SOARES, S. S. D. O ritmo na queda da desigualdade no Brasil é aceitável? **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 30, n. 3 (119), p. 364-380, jul.-set. 2010.

STARK, O. On the role of urban-to-rural remittances in rural development. **The Journal of Development Studies**, v. 16, n. 3, p. 369-374, 1980.

\_\_\_\_\_. **The migration of labor**. Cambridge; Oxford: Blackwell, 1991.

STARK, O.; BLOOM, D. E. The new economics of labor migration. **American Economic Review**, v. 75, n. 2, p. 173-178, May 1985.

STARK, O.; TAYLOR, J. E. Relative deprivation and international migration. **Demography**, v. 26, n. 1. p. 1-14, Febr. 1989.

\_\_\_\_\_. Migration incentives, migration types: the role of relative deprivation. **The Economic Journal**, v. 101, n. 408, p. 1163-1178, Sept. 1991.

TAYLOR, J. E. The new economics of labour migration and the role of remittances in the migration process. **International Migration**, v. 37, n. 1, 1999.

TODARO, M. P. A model of labor migration and urban unemployment in the less developed countries. **American Economic Review**, v. 59, n. 1, p. 136-148, March 1969.

(Originais submetidos em junho de 2014. Última versão recebida em outubro de 2014. Aprovada em outubro de 2014.)