

# IMPACTO DA MIGRAÇÃO DE RETORNO AO NORDESTE SOBRE A DISTRIBUIÇÃO SALARIAL: UMA ABORDAGEM SEMIPARAMÉTRICA<sup>1</sup>

Maria Adreciana Silva de Aguiar<sup>2</sup>

João Mário Santos de França<sup>3</sup>

Este artigo analisa o impacto da migração de retorno sobre a distribuição salarial dos migrantes nordestinos segundo gênero e raça. A partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2004 e 2014, empregou-se o método semiparamétrico proposto DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) para realizar simulações contrafactuais dos rendimentos. As principais evidências obtidas nos anos analisados chegam às seguintes conclusões: i) o efeito da migração de retorno é maior para os migrantes com menores níveis de rendimentos; ii) na análise por gênero e raça, os homens e os brancos teriam uma redução na distribuição dos salários se tivessem optado pelo não retorno ao Nordeste; iii) em 2004, se as mulheres ou os não brancos, com maiores salários, tivessem decidido não retornar, teriam salários maiores do que com a decisão factual; e iv) a migração de retorno provoca aumento na concentração de renda da região Nordeste.

**Palavras-chave:** migração de retorno; salários; método semiparamétrico.

## IMPACT OF RETURN MIGRATION TO THE NORTHEAST ON WAGE DISTRIBUTION: A SEMIPARAMETRIC APPROACH

This article analyzes the impact of return migration on the wage distribution of northeastern migrants according to gender and race. Based on data from the National Household Sample Survey (PNAD) 2004 and 2014, the semiparametric method proposed by DiNardo, Fortin and Lemieux (1996) was used to perform counterfactual simulations of income. The main evidence obtained in the years analyzed reached the following conclusions: i) the effect of return migration is greater for migrants with lower income levels; ii) in the analysis by gender and race, men and whites would have a reduction in the distribution of wages if they had chosen not to return to the Northeast; iii) in 2004, if women or non-whites, with higher wages, had decided not to return, they would have had higher wages than with the factual decision; and iv) return migration causes an increase in the income concentration in the Northeast region.

**Keywords:** return migration; wage; semiparametric method.

**JEL:** J10; J61.

### 1 INTRODUÇÃO

A maior concentração de emigrantes nordestinos na região Sudeste teve início nos anos 1950, devido à seca que ocorreu na região e à melhoria no deslocamento provocada pela inauguração da rodovia Rio-Bahia (Brito, 2016).

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n2art4>

2. Doutoranda no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC). *E-mail:* <adreciane@gmail.com>.

3. Professor do Caen/UFC. *E-mail:* <joao.franca@ufc.br>.

O processo de desconcentração das atividades econômicas, ocorrido a partir dos anos 1970, proporcionou o surgimento de polos dinâmicos. Os espaços produtivos que tornaram a região Nordeste mais atrativa foram o complexo petroquímico de Camaçari (BA), o polo têxtil e de confecções de Fortaleza (CE), o complexo minero-metalúrgico de Carajás (MA), o polo agroindustrial de Petrolina (PE)/ Juazeiro (BA), a fruticultura do Rio Grande do Norte e a pecuária intensiva no Agreste de Pernambuco (Araújo, 1997).

Esse maior volume de investimento na região possibilitou a geração de emprego e renda, atraindo migrantes. As transformações na estrutura econômica nordestina constituíram, em um primeiro momento, um dos principais determinantes do aumento do volume de migrantes de retorno.

A crise econômica que abalou o país, durante a década de 1980, gerou elevado processo inflacionário e altas taxas de desemprego, o que provocou mudanças na dinâmica migratória e maior crescimento do número de retornados. Em 1970, a remigração refletia 11% da migração total do país, passando para 24,5% em 1980 (Cunha, 1998).

Em comparação com a década de 1970, houve aumento de 221% no volume de migração de retorno na década de 1990 (Cunha e Baening, 2005). A recessão econômica dessa década contribuiu para reaquecer a migração de retorno ao Nordeste e reduzir o número de emigrantes (Brito, 2016).

Os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2004 começaram a revelar indícios de um saldo migratório positivo para alguns estados da região Nordeste, mostrando que 60% dos imigrantes dos estados do Piauí e do Ceará e 50% dos imigrantes do Rio Grande do Norte e da Paraíba eram migrantes de retorno. Entre 30 a 40% dos imigrantes de Piauí, Ceará e Rio Grande do Norte vieram de São Paulo, e quase 43% dos imigrantes da Paraíba eram provenientes do Rio de Janeiro (Brito e Carvalho, 2006). A região Nordeste passa de historicamente maior expulsora de população do país para receptora de migrantes de retorno.

Além das transformações na estrutura produtiva que ambientam importantes modificações na dinâmica migratória, é importante considerar os fatores relacionados às escolhas individuais envolvidas no processo de remigração. Segundo Oliveira e Januzzi (2005), acompanhar a família é o principal motivo para a migração de retorno interestadual no Brasil, sendo apontado por 44% dos migrantes retornados<sup>4</sup> à Região Nordeste. Devido à segunda motivação para o retorno – questões relacionadas ao trabalho –, no período de 1997 a 2001, cerca de 248 mil pessoas retornaram ao Nordeste, sendo que, desse total, aproximadamente 150 mil pessoas eram provenientes da região Sudeste.

---

4. Neste estudo, migrante de retorno, retornado, remigrado e migrante temporário têm o mesmo significado.

As razões que levam um trabalhador a retornar ao local de origem são abordadas pela literatura econômica em duas vertentes. A primeira entende o retorno como planejado ao longo do ciclo de vida do trabalhador. Esse indivíduo procura acumular riqueza ou conhecimentos que possibilitem melhores oportunidades no local de origem (Dustmann e Kirchkamp, 2002). A outra corrente de autores relaciona a remigração como uma reação às condições econômicas encontradas na região de destino (Borjas e Bratsberg, 1996).

Neste contexto, é destacada a importância de analisar a migração de retorno nordestina que procede, principalmente, dos estados da região Sudeste. Para tanto, este artigo tem como objetivo analisar os potenciais impactos da migração de retorno sobre os salários dos retornados nordestinos, nos anos de 2004 e 2014, vindos dos estados da região Sudeste, segundo gênero e raça.

A respeito da metodologia, construiu-se as densidades contrafactuais por meio do método proposto por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996). Empregou-se o correto tratamento (desenho amostral) das PNADs 2004 e 2014. No âmbito da literatura nacional, este é o primeiro estudo a analisar o impacto da migração de retorno, utilizando a abordagem semiparamétrica proposta por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996).

As principais evidências obtidas mostram que na comparação entre os anos de 2004 e 2014: i) o efeito da migração de retorno é maior para os migrantes com menores níveis de rendimentos, indicando que estes realizaram a escolha ótima ao retornarem; ii) na análise por gênero e raça, os homens e os brancos teriam uma redução na distribuição dos salários se tivessem optado por não retornar ao Nordeste, com exceção das pessoas brancas com maiores rendimentos em 2014; iii) em 2004, se as mulheres ou os não brancos, com maiores salários, tivessem optado por não retornarem teriam salários maiores do que com a decisão factual; e iv) além disso, em 2014, a presença dos migrantes de retorno resulta em aumento da desigualdade de renda na região Nordeste.

Este artigo está dividido em quatro seções, além desta introdução. A seção 2 trata da revisão da literatura. A seção 3 exibe os dados e os tratamentos imputados, além, dos aspectos metodológicos da pesquisa. A quarta seção é dedicada aos resultados. Por fim, a seção 5 destina-se às considerações finais.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

### 2.1 Estrutura teórica da migração de retorno

O modelo teórico apresentado por Borjas e Brastberg (1996)<sup>5</sup> incorpora as duas questões centrais sobre a decisão de migração de retorno (planejamento e frustração

5. O modelo é uma extensão do estudo de Borjas (1987), onde os fluxos de imigração são determinados pelas distribuições de capital humano entre os trabalhadores no país de origem e no país de destino.

das expectativas). A apresentação deste modelo visa dar um suporte à intuição dos resultados encontrados na subseção 4.2.

O modelo admite duas regiões: região de origem ( $N$ ) e a região de destino ( $S$ ). Os indivíduos que são oriundos da região  $N$  consideram a possibilidade de migrar, temporariamente ou permanentemente, para a região  $S$ . As distribuições de rendimento na região de origem e destino são dadas por:

$$w_N = \mu_N + \eta v, \quad (1)$$

$$w_S = \mu_S + v + \varepsilon, \quad (2)$$

em que  $w_N$  é o logaritmo do rendimento na região  $N$ ;  $w_S$  é o logaritmo do rendimento na região  $S$ ;  $\mu_N$  e  $\mu_S$  são as médias dos logaritmos das rendas nas regiões  $N$  e  $S$ , respectivamente; o parâmetro  $\eta$  é interpretado como a taxa de retorno das habilidades na região de origem em relação à região de destino e supõe que este é conhecido pelo migrante de retorno; a variável aleatória  $v$  reflete a capacidade ou habilidade que são transferíveis entre as regiões e  $\varepsilon$  reflete um componente incerto devido à desinformação e/ou sorte sobre as perspectivas na região de acolhimento.

As intenções dos indivíduos se diferem, existindo aqueles que migram sem intenção de retorno ou com retorno não planejado (erro de expectativas) e aqueles com intenção de retorno ao local de origem depois de adquirirem capital humano ou riquezas. Cada cenário é descrito conforme apresentado nas subseções 2.1.1, 2.1.2 e 2.1.3.

#### 2.1.1 Migração sem intenção de retorno

O indivíduo decidirá migrar, sem intenções futuras de retorno, se o ganho esperado da migração inicial na região  $S$  for maior do que o rendimento na região  $N$ , caso ele tivesse decidido por não migrar. Assumindo que o indivíduo é neutro ao risco, ele decidirá migrar para a região de destino se:

$$E w_S > w_N + C_m, \quad (3)$$

em que  $C_m$  é o custo de migração.

Substituindo as equações (1) e (2) na desigualdade (3), obtém-se a condição de migração sem intenção de retornar à região de origem:

$$v(1 - \eta) > \mu_N - \mu_S + C_m. \quad (4)$$

#### 2.1.2 Migração com intenção de retorno

Se o indivíduo decide migrar para a região  $S$  e, depois de um tempo, retornar para a região  $N$ , este terá um ganho descrito por:

$$w_r = \pi w_S + (1 - \pi)(w_N + k), \quad (5)$$

em que  $w_r$  é o salário do migrante de retorno. Os migrantes só irão incorrer em custos de migração e remigração se eles acham que, após gastar uma fração  $\pi$  de sua força de trabalho na região de destino, podem aumentar seus ganhos em  $k$  (porcentagem), quando regressarem a sua região de origem. Os parâmetros  $\pi$  e  $k$  são constantes.

Os trabalhadores escolhem a opção que maximiza seus ganhos esperados a partir dos custos de migração. Portanto, o indivíduo decidirá migrar e retornar se o ganho esperado da remigração, devido à aquisição de competências na região  $S$ , for maior do que o ganho na região de origem se o indivíduo não tivesse migrado:

$$E w_r > w_N + C_m + C_r, \quad (6)$$

em que  $C_m$  e  $C_r$  são os custos de migração e remigração, respectivamente.

A condição sob a qual um indivíduo migrará para a região  $S$  com a intenção de retornar (migração temporária) é obtida substituindo as equações (1), (2) e (5) em (6):

$$v(1 - \eta) > (\mu_N - \mu_S + k) + \frac{C_m + C_r - k}{\pi}. \quad (7)$$

### 2.1.3 Migração de retorno não planejada

O trabalhador decidirá retornar à região de origem, devido ao erro de expectativas na região de destino, se o salário esperado na região origem ( $N$ ) for maior do que o rendimento na região de destino ( $S$ ), juntamente com os custos de retorno:

$$E w_r > w_S + C_r. \quad (8)$$

Substituindo as equações (1) e (2) na desigualdade (8), obtém-se a condição de migração de retorno não planejada:

$$v(1 - \eta) < (\mu_N - \mu_S + k) - \frac{C_r - \varepsilon}{1 - \pi}. \quad (9)$$

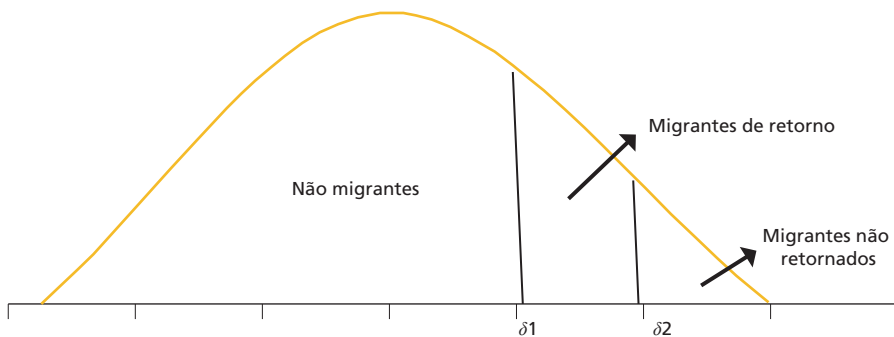
As intuições das inequações (4), (7) e (9) mostram que o processo de autoseleção neste modelo é baseado no valor da taxa de retorno às habilidades  $\eta$ .

Se  $\eta < 1$ , a migração inicial é positivamente selecionada,<sup>6</sup> pois a taxa de retorno na região de destino é maior do que a região de origem, como mostra a figura 1. Os migrantes possuiriam habilidades acima da média, pois a região de

6. Na literatura nacional, há um consenso com relação à seleção dos migrantes interestaduais. Autores como Santos (2013), Ramalho e Queiroz (2011), Gama e Machado (2014) encontram que os migrantes são positivamente selecionados se comparados com os não migrantes.

destino valoriza mais as habilidades desses indivíduos do que a região de origem. A implicação deste modelo para o caso da migração de retorno é que os retornados seriam aqueles menos qualificados no grupo de migrantes, devido ao grupo de partida ter seleção positiva. No caso deste estudo, os retornados ao Nordeste seriam negativamente selecionados em comparação com os não retornados, como mostra a figura 1.

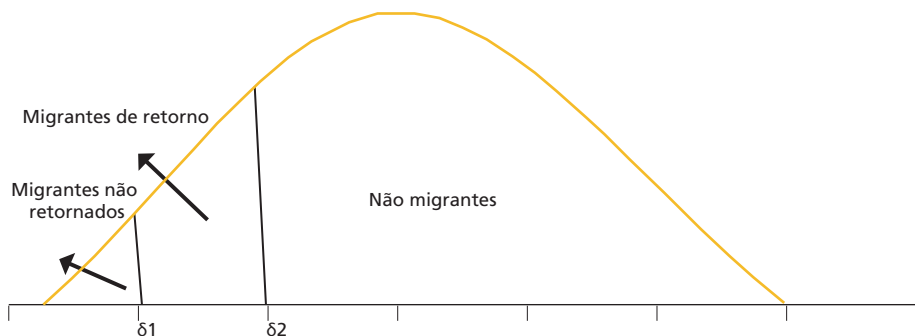
FIGURA 1  
Autosseleção dos migrantes de retorno quando  $\eta > 1$



Elaboração dos autores.

Por outro lado, se  $\eta > 1$ , o fluxo migratório inicial seria composto por trabalhadores migrantes com habilidades abaixo da média (negativamente selecionados), devido à taxa de retorno para as habilidades ser maior na região de origem. Como mostra a figura 2, dentro do grupo de migrantes inicial, os indivíduos que decidissem retornar ao Nordeste seriam aqueles mais habilidosos (positivamente selecionados) se comparados com os não retornados.

FIGURA 2  
Autosseleção dos migrantes de retorno quando  $\eta > 1$



Elaboração dos autores.

## 2.2 Evidências empíricas

A abordagem neoclássica explica que o fenômeno da migração se deve principalmente devido às diferenças salariais entre as regiões (Harris e Todaro, 1970). Assim, a decisão de migrar dos indivíduos seria resultado da necessidade de melhorias salariais e de trabalho.

Por sua vez, a abordagem do capital humano enfatiza que os retornos esperados não dependem apenas dos atributos observáveis, mas também daqueles não observáveis. Portanto, estes indivíduos seriam alocados de forma não aleatória na população (Chiswick, 1999). Na literatura sobre migração, uma das proposições padrão é que os migrantes tendem a ser positivamente selecionados, possuindo melhores características não observáveis, ou seja, são descritos como tendendo, em média, serem mais capazes, motivados, ambiciosos, agressivos, empreendedores do que os indivíduos que permanecem no seu lugar de origem. Os migrantes ganham, em média, salários maiores do que os não migrantes, sobretudo, devido às diferenças desses atributos não observados.

Críticas são feitas a essa abordagem por levar em consideração apenas a decisão do indivíduo no processo migratório. Entretanto, não há um consenso na literatura se a migração é uma decisão individual ou familiar. Segundo Mincer (1978), as famílias se deslocam quando o ganho familiar com a migração é positivo, levando em consideração os retornos esperados e os custos de toda a família. Como a migração é um processo que envolve custos monetários e não monetários (desejo de acompanhar a família, razões políticas e religiosas etc.), quanto maior o tamanho da família, maiores serão os custos associados à migração.

A presença de laços familiares dificulta a migração quando a decisão de migrar é familiar. Todavia, quando a decisão é individual, os laços familiares contribuem para a migração de retorno. Esse processo migratório aumenta a taxa de desemprego entre as mulheres casadas, pois, estas tendem a ser *tied movers*.<sup>7</sup> Por outro lado, os maridos com maiores níveis de educação aumentam significativamente a renda familiar, compensando até as perdas salariais de suas esposas (Mincer, 1978).

Na literatura internacional, alguns autores abordam a autosseleção e o impacto da migração sobre os salários dos trabalhadores. Chiquier e Hanson (2005) utilizam os dados dos Censos de 1990 e 2000 do México e dos Estados Unidos para testar a hipótese de seleção negativa dos imigrantes de acordo com o modelo de Borjas (1987). Para isto, comparam as densidades salariais reais com as densidades contrafactuais dos imigrantes mexicanos nos Estados Unidos se estes fossem pagos de acordo com os padrões de determinação dos salários do México, utilizando o método semiparamétrico proposto por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996).

7. *Tied movers* são aquelas pessoas que se movem com o cônjuge mesmo que a sua perspectiva de emprego seja pior no local de destino.

Os resultados mostraram que, nos Estados Unidos, os imigrantes mexicanos do sexo masculino têm seleção intermediária, já as mulheres são positivamente selecionadas, ambos em termos de características observáveis.

Xing (2010) também faz uso da metodologia proposta por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), porém, para analisar a migração rural e urbana na China em 2002. O autor investiga, por meio de uma análise contrafactual, a distribuição salarial para os migrantes temporários caso não tivessem migrado, e para os permanentes<sup>8</sup> se estes tivessem retornado à zona rural. Os resultados sugerem que, se os migrantes permanentes regressassem para as zonas rurais, a renda *per capita* dessa área aumentaria em 4%. Por outro lado, se os migrantes temporários decidissem ficar na área urbana, o nível de renda *per capita* dessa área permaneceria inalterado.

Para avaliar o impacto da migração sobre os ganhos no Brasil, Avelino (2010) usou a PNAD 2003. Entre as evidências encontradas, tem-se que os retornos com a migração são positivos, implicando que o salário do migrante é maior do que ele receberia se não tivesse migrado. No entanto, os indivíduos que decidiram por permanecer no local de origem recebem um ganho menor do que se tivessem migrado.

Santos (2013) avalia a racionalidade econômica na decisão de migrar ou não migrar tomada pelos trabalhadores qualificados. A partir dos dados dos Censos 2000 e 2010, o autor realizou exercícios contrafactuais (se o migrante não tivesse migrado e se o não migrante tivesse migrado). Os achados revelaram que grande parte dos trabalhadores qualificados alcançou escolha racional quanto à decisão de migrar ou não migrar, pois os rendimentos se mostraram positivos com a simulação contrafactual.

O primeiro estudo a utilizar a abordagem semiparamétrica proposta por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), para estudar o impacto da migração de retorno sobre os salários, foi o realizado por Coulon e Piracha (2005). A pesquisa examinou o desempenho do migrante de retorno no país de origem (Albânia). Os resultados desse estudo sugerem que os retornados ganham, em média, salários maiores do que os não migrantes. No entanto, se os não migrantes tivessem migrado e retornado, teriam um ganho mais de duas vezes os salários dos migrantes de retorno. Os autores concluíram que os retornados eram negativamente selecionados em comparação aos que permaneceram na Albânia.

Utilizando os Censos norte-americanos e mexicanos de 2000, Biavaschi (2016) recupera a distribuição de salários contrafactual para os trabalhadores nascidos no México que moraram nos Estados Unidos, na ausência da migração

---

8. Migrantes permanentes e não retornados são considerados sinônimos, ou seja, aqueles que migraram e não retornaram à região de origem.



de retorno. As evidências mostraram que, se os migrantes de retornos mexicanos não tivessem remigrado, teriam, em média, salários mais altos em todos os níveis de escolaridade. Os salários seriam, aproximadamente, 7,7% maior na mediana e 4,5% maior na média para os trabalhadores mexicanos.

Para o Brasil, Ramalho e Queiroz (2011) analisaram o impacto da experiência de migração interestadual sobre salários dos trabalhadores retornados a seus estados de nascimento. A pesquisa fez uso da PNAD 2007 para empregar um modelo empírico de determinação conjunta de migração e rendimentos. O conjunto de evidências encontradas aponta que os migrantes de retorno são negativamente selecionados em relação aos não retornados, visto que os remigrados receberiam um salário inferior. Além disso, os migrantes interestaduais de retorno poderiam auferir ganhos salariais caso tivessem permanecido empregados no estado de destino. Com esse resultado, os autores sugerem que a remigração deve ter sido motivada por frustrações das expectativas de emprego e renda no destino. As decisões de migrar ou remigrar proporcionaram maior rendimento e um possível aumento do bem-estar econômico.

Cavalcante e Justo (2016) mensuraram os impactos da migração de retorno sobre a renda dos estados brasileiros fazendo uso das PNADs de 2003 a 2012. Estimaram uma equação minceriana ampliada com dados em painel, corrigindo o viés de seletividade amostral por meio do procedimento de Heckman (1979). As evidências indicaram que o impacto da renda dos retornados na renda média regional é positivo em todas as regiões brasileiras. Sendo que, para o Nordeste, esse impacto foi ainda maior, com destaque para os estados de Paraíba, Maranhão e Alagoas. Por outro lado, alguns estados dessa região destacam-se por apresentarem impactos inferiores aos encontrados para o Brasil com a migração de retorno, são eles: Piauí, Ceará e Rio Grande do Norte.

Os trabalhos mencionados mostram a importância tanto da migração como da migração de retorno sobre os salários dos trabalhadores. Neste sentido, este artigo busca contribuir com a literatura por analisar o retorno ao Nordeste e por utilizar a abordagem proposta por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), ainda não explorada para esse tema, em âmbito nacional.

### **3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS**

#### **3.1 Base de dados e tratamentos**

A construção do banco de dados foi baseada nos dados da PNAD de 2004 e 2014, pesquisa realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As informações da PNAD não se tratam de uma amostra aleatória simples (AAS), onde as observações são independentes e identicamente distribuídas (IID). O processo de seleção da amostra envolve níveis de complexidade – estratificação, conglomeração (em um ou mais níveis) e probabilidades desiguais de seleção.

Segundo Carvalho, Néri e Silva (2006), as estimativas das variâncias são influenciadas pelo plano amostral. Portanto, quando não se considera o planejamento amostral, os erros-padrão podem ser subestimados ou superestimados. Logo, para que os resultados obtidos neste estudo sejam consistentes, será adotado o plano amostral das PNADs de 2004 e 2014.

As classificações de migrantes foram consideradas, conforme descrito a seguir.

- 1) Migrante retornado interestadual: indivíduo que teve alguma experiência de moradia em algum estado da região Sudeste, mas, no momento da pesquisa, se encontrava residindo na Unidade da Federação de nascimento (estado da região Nordeste) por um período de tempo de até nove anos.
- 2) Migrante não retornado interestadual: indivíduo natural de algum estado do Nordeste e que, no momento da pesquisa, morava em algum estado da região Sudeste por um período de tempo de até nove anos.

Os migrantes (retorno e não retornados) são aqueles que arbitraram entre os períodos de 1995-2004 e 2005-2014. Foram excluídos da amostra: os indivíduos que declararam nunca terem residido fora do seu estado de nascimento; e também aqueles declarados estrangeiros ou brasileiros que moraram em outros países.

Considerou-se apenas as pessoas com idade entre 18 e 70 anos e com ocupação remunerada na semana de referência, excluindo da amostra as pessoas que possivelmente migraram para acompanhar os familiares (crianças, adolescentes e idosos).

Devido à grande disparidade nos níveis de renda entre as regiões Nordeste e Sudeste, os salários foram corrigidos pelo Índice de Custo de Vida (ICV), desenvolvido por Almeida e Azzoni (2016), para as regiões metropolitanas (RMs). O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo IBGE, foi adotado como deflator para a comparação entre os anos dos rendimentos médios dos migrantes retornados e não retornados. Os valores do ICV e do IPCA para as RMs foram extrapolados para seus respectivos estados. Para os estados não contemplados pelos índices, usou-se o critério de aproximação pelo índice da RM vizinha,<sup>9</sup> seguindo Freguglia (2007).

As variáveis escolhidas (*dummies* e contínuas) para este estudo encontram-se descritas no quadro A.1, no apêndice A.

---

9. O índice da RM de Fortaleza foi extrapolado para Maranhão, Piauí e Rio Grande do Norte; o de Recife para Paraíba, Alagoas e Sergipe; o do Rio de Janeiro para Espírito Santo e Minas Gerais.

### 3.2 Estratégia empírica

#### 3.2.1 Exercício contrafactual

A estimação das densidades contrafactuais segue DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), método derivado da decomposição de Oaxaca (1973). Menezes-Filho e Rodrigues (2009) fazem uma comparação entre o contrafactual por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) e o contrafactual obtido pela regressão *à la* Mincer. A diferença é que, quando se faz um contrafactual pela regressão minceriana, obtém-se os salários contrafactuais para cada indivíduo separadamente. Entretanto, os salários contrafactuais por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) são obtidos para a amostra inteira ao mesmo tempo.

Seja  $f^i(w|z)$  a densidade do salário  $w$  na região  $i$ , condicionado ao conjunto de características observadas  $z$ , relacionadas aos atributos pessoais, características familiares, posição de ocupação e residência. A densidade dos salários para os retornados à região Nordeste pode ser representada como:

$$g(w|i = N) = \int f^N(w|z)h(z|i = N)dz, \quad (1)$$

em que  $h(z|i = N)$  é a densidade das características observadas dos migrantes que retornaram ao Nordeste. A densidade para os migrantes que permaneceram na região Sudeste (não retornados) é definida como:

$$g(w|i = S) = \int f^S(w|z)h(z|i = S)dz, \quad (2)$$

em que  $h(z|i = S)$  representa a densidade das características observadas dos migrantes que permaneceram na região Sudeste.

Para se construir o contrafactual, deve-se modificar a estrutura dos atributos dos migrantes. Seja  $g^S(w; z, i = S)$  a densidade real do rendimento do trabalho principal na região Sudeste e  $g^S(w; z, i = N)$  a densidade do rendimento do trabalho principal na região Sudeste, que prevaleceria se os migrantes de retorno tivessem os mesmos atributos dos não retornados.

A seguir, tem-se a densidade dos salários que prevaleceria se os retornados ao Nordeste tivessem decidido ficar no Sudeste (não retornar):

$$g_N^S(w) = \int f^S(w|z)h(z|i = N)dz. \quad (3)$$

A densidade (3) não é observada, porém pode ser reescrita como:

$$g_N^S(w) = \int f^S(w|z)h(z|i = N) \frac{h(z|i = S)}{h(z|i = N)} dz$$

$$i_N^S(w) = \int \delta_z(z)f^S(w|z)h(z|i = S)dz, \quad (4)$$

em que  $h(z|i = S)$  é a densidade das características observadas para os migrantes que permaneceram no Sudeste. E  $\delta_z(z)$  é uma função de reponderação definida por:

$$\delta_z(z) = \frac{Pr(i = N|z)Pr(i = S)}{Pr(i = S|z)Pr(i = N)}. \quad (5)$$

A probabilidade não condicional  $Pr(i = S)$  pode ser calculada como o número de migrantes nordestinos que permaneceram no Sudeste (não retornados) dividido pelo número total de migrantes (retornados e não retornados). A probabilidade não condicional  $Pr(i = N)$  é calculada similarmente. As probabilidades condicionais podem ser estimadas parametricamente por meio de um modelo *probit* ou *logit*.<sup>10</sup> Sendo que  $Pr(i|z)$  é a probabilidade de o migrante estar na região  $i$ , dado os atributos individuais  $z$ .

Para a análise com relação a gênero e raça foram estimados outros dois modelos (*probit*) sem as devidas *dummies* “homem” e “branco”, respectivamente. As variáveis referentes a sexo e raça foram aplicadas apenas para estimar as densidades.<sup>11</sup>

### 3.2.2 Estimador kernel

Considerando  $W_1, W_2, \dots, W_n$  uma amostra aleatória de tamanho  $n$ , independente e identicamente distribuída e retirada de uma distribuição de probabilidade com função de densidade  $g(w)$ . O estimador kernel  $\hat{g}(w)$  de uma densidade univariada  $g(w)$  é definido de acordo com Rosenblatt (1956) e Parzen (1962) como:

$$\hat{g}(w) = \frac{1}{nh} \sum_{j=1}^n \theta_j \hat{\delta}_j K\left(\frac{w - W_j}{h}\right), \quad (6)$$

em que  $h$  é a largura dos intervalos de classes (*bandwidth*), também conhecida como parâmetro de suavização, e  $K(\cdot)$  é uma função simétrica chamada kernel. Sendo  $W_j$  os salários<sup>12</sup> amostrais,  $\theta_i$  os pesos de amostragem da PNAD, e  $\hat{\delta}_j$  os pesos de reponderação. A equação (6) é ponderada pelo fator  $\hat{\delta}_j$ , o que torna este estimador semiparamétrico.

10. Neste trabalho, assim como nos estudos de Coulon e Piracha (2005) e Menezes-Filho e Rodrigues (2009), estima-se um modelo *probit*, que se encontra na tabela A.1 do apêndice A.

11. Para a comparação referente a gênero e raça, a equação (4) foi estimada para: homens e mulheres; brancos e não brancos.

12. Trabalhou-se com o logaritmo do rendimento do trabalho principal dividido pelo número de horas trabalhadas.

O kernel utilizado neste artigo foi o gaussiano, seguindo DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), Butcher e DiNardo (1998), Chiquiar e Hanson (2005) e Biavaschi (2016). Para este kernel, foi utilizado o parâmetro de suavização ótimo sugerido por Silverman (1986).

O teste de Kolmogorov-Smirnov será empregado para verificar se as distribuições factual e contrafactual são estatisticamente diferentes. O teste K-S tem como hipótese nula que as duas distribuições são estatisticamente idênticas.

Ademais, foram calculadas três medidas de desigualdades para as distribuições factual e contrafactual: índice de Gini, coeficiente de entropia de Theil (T de Theil) e a variância do logaritmo da renda. Com isso, pretende-se verificar se há variação na concentração de renda provocada por uma mudança nos atributos dos migrantes de retorno.

## 4 RESULTADOS

### 4.1 O perfil dos migrantes da região Nordeste

A tabela 1 mostra evidências sobre as características dos migrantes retornados e não retornados à região Nordeste. Há predominância masculina no estoque de migrantes de retorno. Segundo a literatura, isso está relacionado ao fato de que os homens são mais propensos a migração ou remigração (Ferreira, 2012; Queiroz, 2010). Com relação à raça declarada, é possível verificar que a maioria dos migrantes é de não brancos. Quanto à idade, os migrantes são ainda jovens.

Em relação à educação, observa-se que a proporção de pessoas com maior nível educacional aumentou entre os anos de 2004 e 2014. Contudo, é possível verificar que os migrantes não retornados são os que têm maior nível de instrução. Assim como encontrado no estudo realizado por Ferreira (2012), os migrantes retornados interestaduais são menos escolarizados que os não retornados.

No que se refere à posição na unidade familiar, os chefes de família são a maioria apenas no grupo dos migrantes de retorno, em ambos os anos. O tamanho médio das famílias dos migrantes fica em torno de três pessoas. Percebe-se que a maioria dos indivíduos nos dois grupos de migrantes é casada, entretanto, essa maioria é mais expressiva no grupo dos migrantes não retornados. Comparando os anos analisados, 2004 e 2014, observa-se uma queda do percentual de migrantes casados e com filhos menores de 14 anos, de 36,26% para 29,19% no grupo dos migrantes de retorno e de 40% para 29,5% no grupo dos migrantes não retornados.

No que concerne à posição ocupada no trabalho principal, entre 2004 e 2014, o percentual de migrantes que estavam empregados formalmente (trabalhadores com carteira de trabalho assinada, funcionários públicos e empregadores) aumentou. A proporção de trabalhadores autônomos apresentou forte predominância entre

os migrantes de retorno. A literatura sugere que o remigrado pode ter adquirido habilidades e/ou riquezas que permitiram a execução de um negócio próprio na região de origem (Dustmann e Kirchkmap, 2002; Queiroz, 2010).

**TABELA 1**  
**Características dos migrantes da região Nordeste: retornados e não retornados (2004 e 2014)**  
(Em %)

|  | Migrantes retornados |       | Migrantes não retornados |        |
|--|----------------------|-------|--------------------------|--------|
|  | 2004                 | 2014  | 2004                     | 2014   |
| Homem                                  | 56,06                | 57,15 | 49,36                    | 48,96  |
| Branco                                 | 33,70                | 28,09 | 45,40                    | 36,03  |
| Idade (média)                          | 34,40                | 35,52 | 31,24                    | 35,83  |
| Menos de 1 ano de estudo               | 14,59                | 8,25  | 10,00                    | 8,38   |
| 1 a 4 anos de estudo                   | 31,52                | 21,31 | 25,84                    | 17,21  |
| 5 a 10 anos de estudo                  | 36,87                | 36,91 | 43,91                    | 35,74  |
| 11 a 14 anos de estudo                 | 14,75                | 29,57 | 18,17                    | 34,32  |
| 15 anos ou mais de estudo              | 2,27                 | 3,95  | 2,06                     | 4,34   |
| Chefe                                  | 55,83                | 50,98 | 42,60                    | 47,12  |
| Tamanho da família (média)             | 3,56                 | 3,24* | 3,77                     | 3,237* |
| Casado                                 | 72,08                | 70,35 | 76,97                    | 76,71  |
| Casado e com filhos menores de 14 anos | 36,26                | 29,19 | 40,02                    | 29,50  |
| Empregado sem carteira assinada        | 27,75                | 28,0  | 18,71                    | 12,07  |
| Empregado com carteira assinada        | 15,70                | 26,86 | 49,50                    | 60,62  |
| Autônomo                               | 42,17                | 33,72 | 13,87                    | 12,95  |
| Funcionário público                    | 2,72                 | 2,52  | 0,39                     | 1,36   |
| Empregador                             | 3,34                 | 1,68  | 2,68                     | 1,59   |
| Região metropolitana                   | 10,98                | 9,97  | 66,56                    | 54,84  |
| Urbana                                 | 78,40                | 78,64 | 94,43                    | 96,35  |
| Tempo de moradia (média)               | 4,12                 | 3,73  | 5,12                     | 4,44   |

Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Resultados expandidos para a população.

2. \* Diferença estatisticamente significativa a 10%, demais variáveis possuem diferença estatisticamente significativa a 1%.

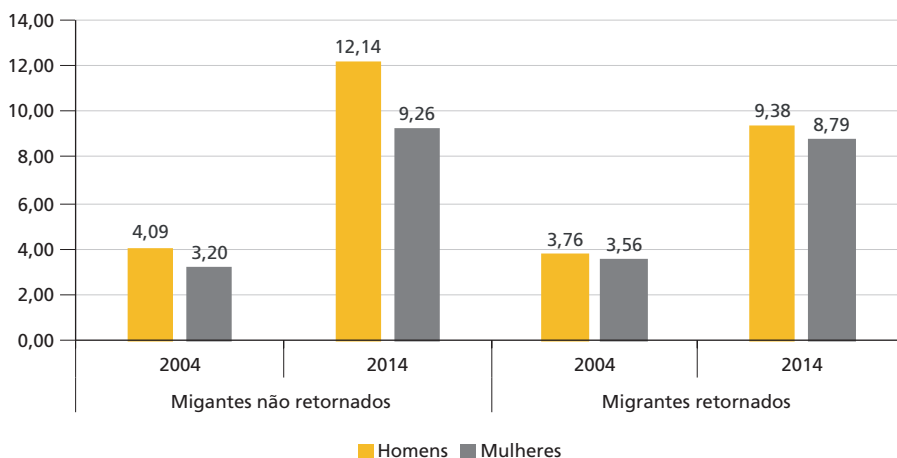
A maior concentração de trabalhadores não retornados, nos dois anos, encontra-se na RM do Sudeste. Quanto à residência setorial, vê-se que há elevada presença de ambos os grupos de migrantes no meio urbano, nos dois períodos analisados. O tempo médio de moradia é menor para os retornados.

O gráfico 1 foi construído com o intuito de averiguar os ganhos salariais entre as categorias de migração, segundo gênero, nos dois períodos, 2004 e 2014. As evidências mostram que os homens auferem, em média, um salário/hora

maior do que as mulheres. Percebe-se que os migrantes não retornados ganham salários maiores do que os retornados, com exceção dos migrantes não retornados do sexo feminino, em 2004. Evidência que sugere seletividade negativa para os retornados em comparação com os não retornados, seguindo a mesma linha de Queiroz (2010).

GRÁFICO 1

**Média do salário/hora dos migrantes da região Nordeste, segundo gênero (2004 e 2014)**  
(Em R\$)



Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

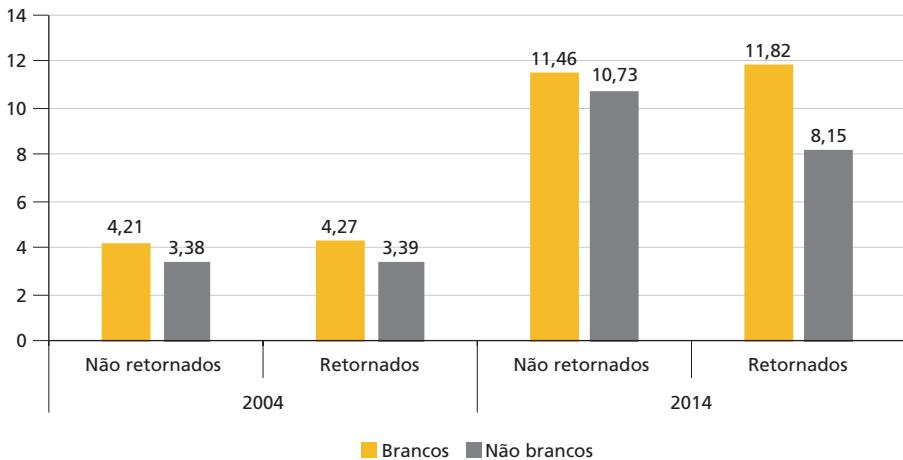
Obs.: Resultados expandidos para a população. Os salários foram deflacionados pelo IPCA, tendo como base setembro de 2014, e em seguida pelo ICV calculado por Almeida e Azzoni (2016).

Outro fator relevante diz respeito à diferença salarial entre as categorias de migração segundo gênero. Verifica-se que a diferença salarial entre gênero é maior para os migrantes que decidiram permanecer na região Sudeste, se comparada àqueles que retornaram ao Nordeste. Fato que sugere que o mercado de trabalho no Sudeste diferencia mais homens e mulheres migrantes do que a região Nordeste.

O gráfico 2 traz informações a respeito da média do salário/hora dos migrantes segundo raça, em 2004 e 2014. Constatou-se que os brancos possuem uma média de salário/hora superior à dos não brancos. E essa diferença salarial é ainda maior no grupo dos migrantes de retorno, onde os brancos recebiam a mais do que os não brancos, em média, R\$ 0,88 e R\$ 3,67 para os anos de 2004 e 2014, respectivamente. Verifica-se que, nesse período, houve um aumento médio da diferença salarial segundo raça para esse grupo de migrantes.

GRÁFICO 2

Média do salário/hora dos migrantes da região Nordeste, segundo raça (2004 e 2014)  
(Em R\$)



Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

Obs.: Resultados expandidos para a população. Os salários foram deflacionados pelo IPCA, tendo como base setembro de 2014, e em seguida pelo ICV calculado por Almeida e Azzoni (2016).

Para os não retornados, a diferença salarial média entre brancos e não brancos era de R\$ 0,83 em 2004, passando para R\$ 0,73 em 2014, havendo uma pequena queda nessa diferença entre os anos.

#### 4.2 Estimações das densidades salariais: análise gráfica e estatística

Nesta subseção, são apresentados os resultados gráficos e estatísticos, para as estimações das densidades kernel do salário/hora dos migrantes de retorno e não retornados, nos anos de 2004 e 2014.

O eixo horizontal dos gráficos está em escala logarítmica. Aplicou-se o contrafactual para os migrantes de retorno, segundo gênero e raça, devido às especificidades para essas pessoas no mercado de trabalho.

O gráfico 3 mostra as funções de densidades contrafactuais (linha tracejada), para os retornados, e as densidades factuais (linha contínua), para os retornados e não retornados, nos anos de 2004 e 2014. Com a simulação contrafactual, vê-se um deslocamento para o lado esquerdo da aba esquerda da densidade (revelando aumento da concentração nos rendimentos mais baixos), em ambos os anos analisados. Para estes, o efeito da migração de retorno é maior, indicando que fizeram a escolha racional ao retornarem.



Verifica-se que os migrantes retornados têm salários menores do que os não retornados em ambos os anos. Este achado corrobora a suposição de seletividade negativa dos migrantes de retorno em comparação com os não retornados, como sugerido pela teoria.

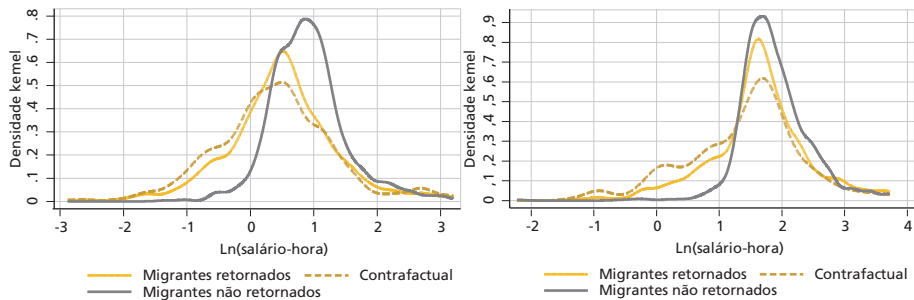
Além disso, em 2014, os gráficos mostram que as densidades de salários dos migrantes de retorno e não retornados estão mais próximas, sugerindo uma redução na diferença salarial entre esses dois grupos.

### GRÁFICO 3

#### Densidade do salário/hora factual e contrafactual para os migrantes

3A – 2004

3B – 2014



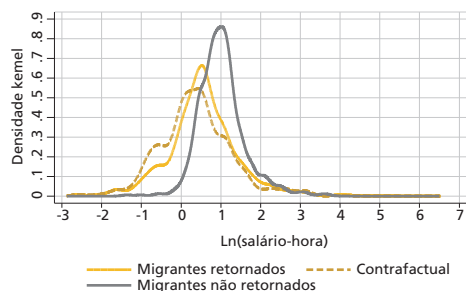
Elaboração dos autores.

Com relação ao resultado do teste de Kolmogorov-Smirnov, rejeitou-se a hipótese nula de que as densidades factuais e contrafactuais são iguais, ao nível de 1% de significância, evidenciando que a migração de retorno altera a distribuição de salário do trabalho principal.

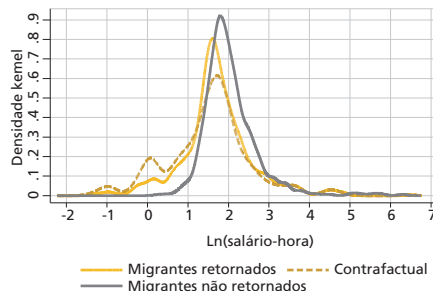
As simulações contrafactuais para os migrantes retornados do sexo masculino são apresentadas no gráfico 4, além das densidades factuais dos retornados e não retornados. As distribuições, para os migrantes não retornados, evidenciam uma grande concentração em torno do valor modal do rendimento.

Visualmente, percebe-se que, com a simulação, as densidades salariais dos homens se deslocariam um pouco para a esquerda, tanto em 2004 quanto em 2014. Isto indica que haveria uma pequena redução na distribuição dos salários se os migrantes de retorno do sexo masculino tivessem optado por permanecer na região Sudeste, para toda a distribuição salarial.

## GRÁFICO 4

**Densidade do salário/hora factual e contrafactual para os migrantes: população masculina**  
 4A – 2004


## 4B – 2014

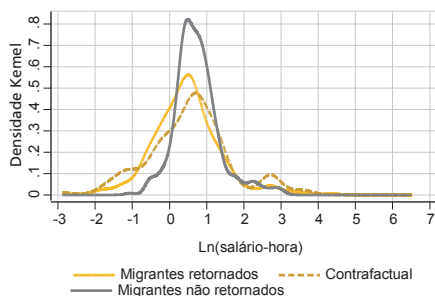


Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).  
Elaboração dos autores.

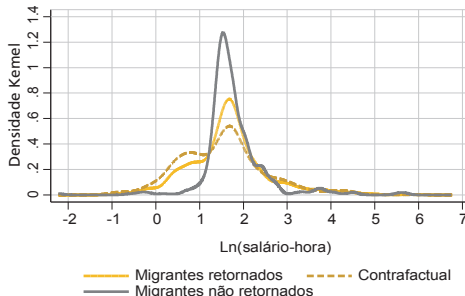
O teste K-S comprovou diferença estatisticamente significativa entre a distribuição factual e contrafactual para a população masculina em ambos os anos.

Comparando as densidades dos salários originais e contrafactuais das mulheres (gráfico 5), percebe-se que houve uma transladação à direita em 2004. Portanto, de acordo com a simulação contrafactual, se os migrantes de retorno do sexo feminino tivessem optado por não retornarem, teriam salários melhores (para os níveis mais elevados de salários). Por outro lado, na estimativa para 2014, as mulheres que se encontram na parte esquerda da distribuição (menores níveis de rendimentos) teriam um aumento nos seus salários, e, para aquelas com maiores níveis de renda, o efeito do retorno é quase nulo.

## GRÁFICO 5

**Densidade do salário/hora factual e contrafactual para os migrantes: população feminina**  
 5A – 2004


## 5B – 2014



Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).  
Elaboração dos autores.

O teste K-S rejeitou, ao nível de 1% de significância, a hipótese nula de que as densidades do salário/hora factual e contrafactual das mulheres são iguais.

Os resultados encontrados evidenciam que as mulheres, em 2004, tendem a ser *tied movers*, assim como sugerido por Mincer (1978), Borjas (2016) e Gama (2013). Os salários adquiridos pelas mulheres a partir das decisões contrafactuais seriam maiores do que aqueles obtidos com a decisão factual.

Segundo Mincer (1978), a decisão de migração de um membro é motivada pelos retornos esperados e custos de toda a família, e não apenas de um único membro, assumindo, portanto, uma função de utilidade da família. De acordo com os achados neste artigo, as decisões de retorno ao Nordeste das mulheres, em 2004, são influenciadas pelo ganho familiar<sup>13</sup> esperado, onde a perda salarial delas deve ser compensada pelo ganho salarial dos homens.

De acordo com Astrom e Westerlund (2011), que verificaram o efeito da migração inter-regional sobre o ganho familiar na Suécia, as mulheres não experimentam ganhos significativos com a migração, em termos absolutos. Elas apenas têm ganhos maiores no agregado familiar se forem altamente educadas e casadas com homens de baixa escolaridade.

As evidências estão de acordo com Oliveira e Januzzi (2005), que apontam o fato de acompanhar a família como principal motivo para migrar, registrado pelas mulheres. A mudança do resultado, verificada em 2014, pode estar relacionada à maior participação das mulheres no mercado de trabalho, queda nas taxas de fecundidade, além do aumento do número de mulheres como chefes de família. Portanto, as motivações que levam as mulheres a retornarem, em 2014, podem diferir daquelas encontradas para o ano de 2004.

O gráfico 6 mostra as funções de densidades factuais e contrafactuais estimadas para a população branca nos anos de 2004 e 2014. Em 2004, observa-se uma queda nos salários com a simulação, praticamente para todos os níveis de rendimento.

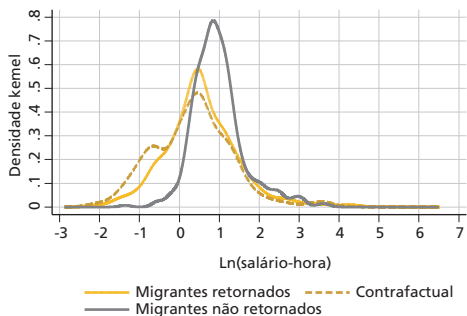
---

13. Como constatado nas estatísticas descritivas, a maioria dos migrantes é composta por pessoas casadas.

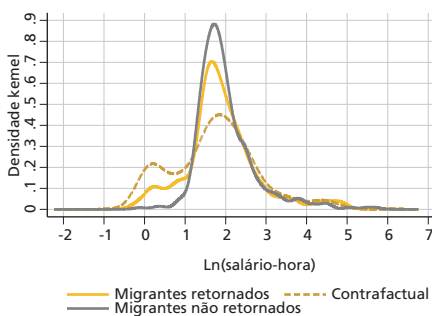
## GRÁFICO 6

## Densidade do salário/hora factual e contrafactual para os migrantes: população branca

6A – 2004



6B – 2014



Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

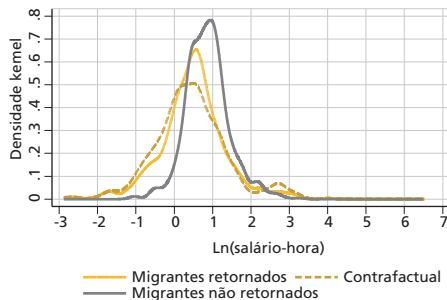
Em 2014, houve um deslocamento dos salários que se concentravam em torno da moda da distribuição para as caudas. Com a decisão contrafactual, a população branca com menor renda teria redução nos seus salários. Por sua vez, aqueles que se concentram na aba direita da distribuição teriam ganhos.

O gráfico 7 mostra as densidades factuais e contrafactuais para a população não branca. As evidências são parecidas com as encontradas para a população branca, com relação ao fato de que, para as pessoas com menores salários, a decisão de retornar foi a melhor escolha.

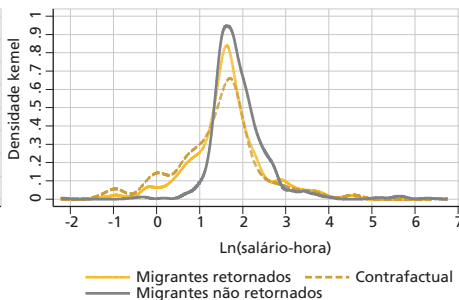
## GRÁFICO 7

## Densidade do salário/hora factual e contrafactual para os migrantes: população não branca

7A – 2004



7B – 2014



Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

Apenas em 2004, os não brancos com maiores rendimentos teriam salários maiores com a decisão contrafactual. Assim como nos outros casos, os migrantes não retornados têm melhores salários do que os retornados em ambos os anos.

A tabela 2 mostra o impacto da migração de retorno, apresentando alguns pontos notáveis (diferença de média, de variância e de percentis) das distribuições de salários contrafactuais e factuais. A primeira coluna mostra a diferença das distribuições de salários contrafactual (se os retornados tivessem as mesmas características dos migrantes não retornados) e factual para toda amostra de migrantes de retorno.

Em ambos os anos, o ganho salarial foi maior para aqueles com menores rendimentos. Para os níveis mais elevados de renda (a partir do 95º percentil), o efeito da migração de retorno foi praticamente nulo.

Para os homens, o salário contrafactual dos retornados, em média, se mostrou menor do que o salário factual. E a diferença dos percentis mostra que a distribuição contrafactual para os homens se concentra à esquerda da distribuição contrafactual, assim como pode ser verificado no gráfico 4.

Para as mulheres, as evidências mostram-se diferentes entre os anos analisados. Em 2004, a partir do 50º percentil, elas teriam uma média de salário maior se não tivessem retornado. Em 2014, as mulheres apresentam uma seleção negativa, e efeito nulo da migração de retorno, a partir do 95º percentil.

**TABELA 2**  
**Diferença do salário/hora contrafactual e factual, segundo gênero e raça (2004 e 2014)**

|           | Variação total |        | Homens |        | Mulheres |        | Brancos |        | Não brancos |        |
|-----------|----------------|--------|--------|--------|----------|--------|---------|--------|-------------|--------|
|           | 2004           | 2014   | 2004   | 2014   | 2004     | 2014   | 2004    | 2014   | 2004        | 2014   |
| Média     | -0,111         | -0,184 | -0,191 | -0,211 | 0,097    | -0,122 | -0,213  | -0,146 | -0,06       | -0,203 |
| Variância | 0,126          | 0,264  | 0,026  | 0,287  | 0,385    | 0,205  | 0,089   | 0,308  | 0,142       | 0,233  |
| Percentil |                |        |        |        |          |        |         |        |             |        |
| 5         | -0,185         | -0,333 | -0,175 | -0,328 | -0,405   | -0,337 | -0,318  | -0,248 | -0,164      | -0,416 |
| 10        | -0,195         | -0,560 | -0,195 | -0,670 | -0,446   | -0,228 | -0,384  | -0,648 | -0,148      | -0,557 |
| 25        | -0,192         | -0,416 | -0,311 | -0,423 | -0,025   | -0,300 | -0,378  | -0,502 | -0,116      | -0,405 |
| 50        | -0,092         | -0,028 | -0,177 | -0,046 | 0,272    | -0,013 | -0,098  | -0,029 | -0,109      | -0,071 |
| 75        | -0,059         | -0,048 | -0,097 | -0,088 | 0,263    | -0,005 | -0,159  | 0,093  | 0,013       | -0,08  |
| 95        | 0,006          | 0,000  | -0,299 | 0,001  | 0,621    | 0,000  | -0,319  | 0,000  | 0,161       | -0,045 |
| 99        | 0,000          | -0,065 | -0,080 | -0,061 | 0,405    | 0,000  | 0,00    | -0,382 | 0,019       | 0,424  |

Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

Obs.: Resultados expandidos para a população. Os salários deflacionados pelo IPCA, tendo como base setembro de 2014.

No caso das pessoas brancas, em 2004, se os migrantes de retorno não tivessem retornado teriam um salário, em média, menor do que o salário factual. E os percentis confirmam esse efeito negativo da ausência da migração de retorno sobre os salários (exceto para o 99º percentil, que se mostrou nulo). Em 2014, esse efeito continua negativo até o 50º percentil, pois, a partir deste, se observa um efeito positivo.

Em 2004, a partir do 75º percentil, a diferença entre as densidades dos salários contrafactual e factual se mostrou positiva. Isso indica que, para os migrantes de retorno não brancos com maiores níveis de rendimentos, a decisão de retorno para o Nordeste não trouxe ganhos salariais, assim como pode ser observado no gráfico 7. Por sua vez, em 2014, com exceção de quem se encontra no 99º percentil, o efeito se mostrou negativo.

A tabela 3 mostra as medidas de desigualdade de renda a partir das funções de densidade kernel estimadas para a população de migrantes total e segundo gênero e raça. Foram calculados os índices de Gini, Theil e a variância do logaritmo das distribuições estimadas.

A concentração dos salários dos migrantes de retorno aumentou, após serem remunerados de acordo com os atributos observados dos migrantes não retornados, visto que os índices apresentaram aumento nos dois anos, com exceção do índice de Theil, em 2004.

**TABELA 3**  
**Índices de desigualdade para a distribuição de rendimento (2004 e 2014)**

| Factual       | 2004  |       |         | 2014  |       |         |
|---------------|-------|-------|---------|-------|-------|---------|
|               | Gini  | Theil | Varlogs | Gini  | Theil | Varlogs |
| Retornado     | 0,527 | 0,677 | 0,788   | 0,538 | 0,748 | 0,784   |
| Homem         | 0,519 | 0,668 | 0,764   | 0,536 | 0,764 | 0,782   |
| Mulher        | 0,544 | 0,697 | 0,836   | 0,543 | 0,711 | 0,785   |
| Branco        | 0,587 | 0,893 | 0,883   | 0,569 | 0,764 | 0,843   |
| Não branco    | 0,484 | 0,516 | 0,736   | 0,514 | 0,714 | 0,739   |
| Contrafactual | Gini  | Theil | Varlogs | Gini  | Theil | Varlogs |
| Retornado     | 0,545 | 0,637 | 0,907   | 0,577 | 0,816 | 1,039   |
| Homem         | 0,516 | 0,573 | 0,794   | 0,579 | 0,844 | 1,064   |
| Mulher        | 0,591 | 0,723 | 1,212   | 0,568 | 0,706 | 0,950   |
| Branco        | 0,579 | 0,769 | 0,982   | 0,582 | 0,706 | 1,121   |
| Não branco    | 0,533 | 0,589 | 0,877   | 0,566 | 0,855 | 0,986   |

Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

Obs.: Resultados expandidos para a população. Os erros-padrão foram computados por *bootstrap* com duzentas replicações.

Os indicadores de desigualdade, Gini e Theil, estimados para os migrantes de retorno do sexo masculino e brancos, sinalizam uma queda da dispersão dos rendimentos em 2004. O índice de Theil, por exemplo, para os homens, variou de 0,668 para 0,573. No que tange aos brancos, esse índice variou de 0,893 para 0,769. Por outro lado, em 2014, os índices apresentaram aumento na comparação das distribuições de salários factual e contrafactual.

Para os grupos de mulheres e não brancos, em ambos os anos, os três índices aumentaram, indicando um aumento na concentração de renda.

Por fim, a tabela 4 mostra os índices de Gini, Theil e a variância do logaritmo, buscando avaliar o impacto da migração de retorno sobre a concentração de renda no Nordeste.

Observa-se que, em 2004, a ausência dos migrantes de retorno oriundos da região Sudeste não modifica a concentração de renda da região Nordeste. Por sua vez, em 2014, o índice de Gini, por exemplo, passa de 0,531 para 0,526, o que representa um aumento de 1%, caso os migrantes de retorno ao Nordeste tivessem optado por permanecer na região Sudeste. Conclui-se, portanto, que, no ano de 2014, a presença dos migrantes de retorno resulta em aumento da desigualdade de renda da região. O que justifica esse fato é que os retornados auferem, em média, maiores salários do que aqueles que nunca migraram.

**TABELA 4**  
**Índices de desigualdade para a distribuição de renda (2004 e 2014)**

| Nordeste                 | 2004  |       |         | 2014  |       |         |
|--------------------------|-------|-------|---------|-------|-------|---------|
|                          | Gini  | Theil | Varlogs | Gini  | Theil | Varlogs |
| Com migrantes de retorno | 0,584 | 0,859 | 0,987   | 0,531 | 0,709 | 0,799   |
| Sem migrantes de retorno | 0,585 | 0,864 | 0,987   | 0,526 | 0,690 | 0,789   |

Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

Obs.: Resultados expandidos para a população. Os erros-padrão foram computados por *bootstrap* com duzentas replicações.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve por objetivo principal analisar o efeito da migração de retorno sobre toda a distribuição salarial dos migrantes nordestinos, fazendo uma comparação dos anos de 2004 e 2014. Adicionalmente, foram realizadas análises para as duas categorias de migrantes (retornados e não retornados), segundo sexo e raça. O método semiparamétrico, proposto DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), foi empregado para a estimação das densidades dos salários contrafactuais.

Com relação à simulação contrafactual, pôde-se constatar que, para os migrantes de retorno com menores níveis de rendimentos, o efeito da migração de

retorno foi maior, indicando que alcançaram a escolha racional quanto à decisão de retornar. Os migrantes não retornados possuem salários maiores do que os retornados em ambos os anos.

As densidades salariais dos homens com a simulação se deslocariam um pouco para a esquerda, tanto em 2004 quanto em 2014. Com este achado, sugere-se que haveria uma pequena redução na distribuição dos salários se os migrantes de retorno do sexo masculino tivessem optado por permanecer na região Sudeste.

Entretanto, o contrário foi observado para os migrantes de retorno do sexo feminino, com maiores níveis de rendimentos em 2004. Se estes tivessem optado por não retornar teriam rendimento maior do que o obtido com a decisão factual. Esta evidência revela que a maioria das mulheres migrou influenciada pela necessidade de acompanhar a família. Este resultado corrobora a hipótese de que as mulheres tendem a ser *tied movers*.

A mudança de resultado encontrada em 2014 pode estar relacionada à maior participação das mulheres no mercado de trabalho, queda nas taxas de fecundidade, além do aumento do número de mulheres como chefes de família. E, portanto, as motivações que levam as mulheres a retornarem em 2014 podem diferir daquelas encontradas para o ano de 2004.

Para a população branca, em 2004, observou-se uma queda nos salários com a simulação, praticamente para todos os níveis de rendimento. Em 2014, com a decisão contrafactual, a população branca com menor renda teria redução nos seus salários, já aqueles que se concentram na aba direita da distribuição teriam ganhos.

As evidências para a população não branca são parecidas com as encontradas para a população branca, com relação ao fato de que, para as pessoas com menores salários, a decisão de retornar foi a melhor escolha.

Por fim, em 2014, a presença dos migrantes de retorno resulta em aumento da desigualdade de renda da região Nordeste, pois esses migrantes auferem, em média, maiores salários do que aqueles que nunca migraram.

Para estudos futuros, deixa-se como sugestão a avaliação do impacto da migração de retorno para os migrantes sem instrução e para aqueles com alta instrução.

## REFERÊNCIAS

ALMEIDA, A. N.; AZZONI, C. R. Custo de vida comparativo das regiões metropolitanas brasileiras: 1996-2014. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 46, n. 1, p. 253-276, 2016.

ÅSTRÖM, J.; WESTERLUND, O. **Sex and migration: who is the tied mover?** Stockholm: HUI Research, 8 July 2011. (Working Paper, n. 33).



AVELINO, R. R. G. Self-selection and the impact of migration on earnings. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 30, n. 1, p. 69-89, May 2010.

BIAVASCHI, C. Recovering the counterfactual wage distribution with selective return migration. **Labour Economics**, v. 38, n. 1, p. 59-80, 2016.

BORJAS, G. J.; BRATSBERG, B. Who leaves? The outmigration of the Foreign-Born. **The Review of Economics and Statistics**, v. 87, n. 1, p. 165-176, 1996.

BORJAS, G. J. **Labor Economics**. 7th ed. New York: Mc-Graw Hill Education, 2016.

BRITO, F. R. A. de. Brasil, final de século: a transição para um novo padrão migratório? *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12., 2016, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro, Abep, p. 1-44, 2016.

BRITO, F. R. A. de.; CARVALHO, J. A. M. de. As migrações internas no Brasil: as novidades sugeridas pelos censos demográficos de 1991 e 2000 e pelas PNADs recentes. **Parcerias estratégicas**, Brasília, v. 11, n. 22, p. 441-455, 2006.

BUTCHER, K. F.; DINARDO, J. **The immigrant and native-born wage distributions: evidence from United States censuses**. Cambridge: NBER, July 1998. (Working Paper, n. 6630).

CARVALHO A. P.; NÉRI, M. C.; SILVA, D. B. do N. Diferenciais de salários por raça e gênero no Brasil: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006, Caxambu, Minas Gerais. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2006.

CAVALCANTE, W. V.; JUSTO, W. R. Migração de retorno para o nordeste e o impacto sobre a renda dos estados no período de 2003-2012. *In*: ENCONTRO PERNAMBUCANO DE ECONOMIA, 5., 2016, Recife, Pernambuco. **Anais...** Recife: Anpec, 2016.

CHIQUIAR, D.; HANSON, G. H. International migration, self-selection, and the distribution of wages: evidence from Mexico and the United States. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 113 n. 2, p. 239-281, April 2005.

CHISWICK, B. R. Are immigrants favorably self-selected? **The American Economic Review**, v. 89, n. 2, p. 181-185, 1999.

COULON, A. de; PIRACHA, M. Self-selection and the performance of return migrants: the source country perspective. **Journal of Population Economics**. v. 18, n. 4, p. 779-807, 2005.

CUNHA, J. M. P.; BAENINGER, R. Cenários da migração no Brasil nos anos 1990. **Caderno do CRH**, Salvador, v. 18 n. 43, 2005.

DINARDO, J; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach. **Econometrica**, v. 64, n. 5, p. 1001-1044, Sept. 1996.

DUSTMANN, C.; KIRCHKAMP, O. The optimal migration duration and activity choice after re-migration. **Journal of Development Economics**, v. 67, n. 2, p. 351-372, 2002.

FERREIRA, A. A. **Ensaio sobre a migração de retorno interestadual no Brasil**. 2012. 111 f. Dissertação (Mestrado) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2012.

FREGUGLIA, R. S. **Efeitos da migração sobre os salários no Brasil**. 2007. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

GAMA, L. C. D. **Migração e rendimentos no Brasil: análise dos fatores associados no período intercensitário 2000-2010**. 2013. Dissertação (Mestrado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2013.

HARRIS, R. J.; TODARO, M. P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. **American Economic Review**, v. 60, n. 1, p. 126-142, 1970.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2004**. Rio de Janeiro: 2004. Disponível em: <<https://bit.ly/3AJFJ90>>. Acesso em: 26 abr. 2017.

\_\_\_\_\_. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2014**. Rio de Janeiro: IBGE, 2014. Disponível em: <<https://bit.ly/3AJFJ90>>. Acesso em: 26 abr. 2017.

MENEZES-FILHO, N.; RODRIGUES, E. A. de S. Salário mínimo e desigualdade no Brasil entre 1981-1999: uma abordagem semiparamétrica. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 63, n. 3, p. 277-298, 2009.

MINCER, J. Family migration decisions. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 86, n. 5, p. 749-773, 1978.

OAXACA, R. L. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693-709, Oct. 1973.

OLIVEIRA, K. F. de; JANNUZZI, P. de M. Motivos para migração no Brasil e retorno ao Nordeste: padrões etários, por sexo e origem/destino. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 19, n. 4, p. 134-143, out.-dez 2005.

PARZEN, E. On estimation of a probability density function and mode. **The Annals of Mathematical Statistics**, v. 33, n. 3, p. 1065-1076, Sept. 1962.

QUEIROZ, V. dos S. **Migração de retorno, diferenciais de salários e autoseleção: evidências para o Brasil**. 2010. 90 f. Dissertação (Mestrado) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2010.

RAMALHO, H. M. de B.; QUEIROZ, V. dos S. Migração interestadual de retorno e autoseleção: evidências para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 41, n. 3, p. 369-396, dez. 2011.

ROSENBLATT, M. Remarks on some nonparametric estimates of a density function. **The Annals of Mathematical Statistics**, v. 27, n. 3, p. 832-837, Sept. 1956.

SANTOS, W. B. dos. **Ensaio sobre migração interna de pessoas com alta instrução no Brasil**. 2013. 148 f. Dissertação (Mestrado) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2013.

SILVERMAN, B. W. (Org.). **Density estimation for statistics and data analysis**. 1st ed. London: Chapman & Hall. 1986. 176 p.

XING, C. Migration, self-selection, and income distribution: evidence from rural and urban China. **China Economic Quarterly**, v. 9, n. 2, p. 633-660, Jan. 2010.

#### **BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR**

MARGOLIS, D. N. *et al.* **“To have and have not”**: migration, remittances, poverty and inequality in Algeria. Bonn: IZA, Nov. 2013. (Discussion Paper, n. 7747).

## APÊNDICE A

QUADRO A.1  
Descrição das variáveis

| Variável dependente                    |  |
|--|--|
| <i>Probit</i>                          | Variável <i>dummy</i> que assume valor um se o indivíduo é migrante de retorno e zero se migrante não retornado.   |
| Atributos pessoais                     |  |
| Homem                                  | Variável <i>dummy</i> : um se for homem; zero se for mulher.   |
| Branco                                 | Variável <i>dummy</i> : um se o indivíduo for branco; zero se for não branco.  |
| Idade                                  | Variável contínua que indica a idade do indivíduo em anos.   |
| Idade <sup>2</sup>                     | Idade ao quadrado. Visa captar o efeito do ciclo de vida sobre os rendimentos individuais.   |
| Menos de um ano de estudo              | Variável <i>dummy</i> : um se possui menos de 1 ano de estudo; zero caso contrário. <sup>1</sup>   |
| 1 a 4 anos de estudo                   | Variável <i>dummy</i> : um se possui de 1 a 4 anos de estudo; zero caso contrário.   |
| 5 a 10 anos de estudo                  | Variável <i>dummy</i> : um se possui de 5 a 10 anos de estudo; zero caso contrário.  |
| 11 a 14 anos de estudo                 | Variável <i>dummy</i> : um se possui de 11 a 14 anos de estudo; zero caso contrário.   |
| 15 anos ou mais de estudo              | Variável <i>dummy</i> : um se possui 15 ou mais anos de estudo; zero caso contrário.   |
| Família                                |  |
| Chefe                                  | Variável <i>dummy</i> que indica a posição familiar do indivíduo. Assume valor um para os que são chefes do domicílio e zero caso contrário.                                   |
| Tamanho da família                     | Variável contínua que indica o número de componentes da família.   |
| Casado                                 | Variável <i>dummy</i> que assume valor um para o indivíduo que vive com cônjuge e zero caso contrário.   |
| Casado e com filhos menores de 14 anos | Variável <i>dummy</i> que indica se o indivíduo é casado e possui filhos menores de 14 anos. Assume o valor um para casado e com filho menor de 14 anos e zero caso contrário. |
| Posição na ocupação                    |  |
| Empregado sem carteira assinada        | Variável <i>dummy</i> que assume o valor um para empregados sem carteira de trabalho assinada e zero caso contrário.   |
| Empregado com carteira assinada        | Variável <i>dummy</i> que assume o valor um para empregados com carteira de trabalho assinada e zero caso contrário. <sup>1</sup>  |
| Autônomo                               | Variável <i>dummy</i> que assume o valor um para trabalhador autônomo/conta-própria e zero caso contrário.   |
| Funcionário público                    | Variável <i>dummy</i> que assume o valor um para servidores públicos ou militares e zero caso contrário.   |
| Empregador                             | Variável <i>dummy</i> que assume o valor um para os empregadores e zero caso contrário.  |
| Residência                             |  |
| Região metropolitana                   | Variável <i>dummy</i> que assume valor um para residentes em áreas metropolitanas e zero caso contrário.   |
| Urbana                                 | Variável <i>dummy</i> que assume valor um para residentes na zona urbana e zero caso contrário.  |
| Tempo de moradia                       | Variável contínua que indica o número de anos de residência, sem interrupção, no mesmo estado (até nove anos).   |

Fontes: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Categoria de referência/controla.

TABELA A.1  
**Probabilidade de retorno à região Nordeste (2004 e 2014)**

|  | 2004                   | 2014                  |
|--|------------------------|-----------------------|
| Homem                                  | 0,033<br>(0,079)       | 0,208***<br>(0,076)   |
| Branco                                 | -0,169***<br>(0,592)   | -0,102<br>(0,072)     |
| Idade                                  | 0,051***<br>(0,180)    | 0,085***<br>(0,021)   |
| Idade <sup>2</sup>                     | -0,0006***<br>(0,0002) | -0,001***<br>(0,0003) |
| 1 a 4 anos de estudo                   | 0,149<br>(0,104)       | 0,383**<br>(0,152)    |
| 5 a 10 anos de estudo                  | 0,119<br>(0,106)       | 0,287**<br>(0,146)    |
| 11 a 14 anos de estudo                 | 0,254**<br>(0,122)     | 0,614***<br>(0,151)   |
| 15 anos ou mais de estudo              | 0,199<br>(0,227)       | 0,796***<br>(0,211)   |
| Chefe                                  | 0,268***<br>(0,081)    | 0,189**<br>(0,080)    |
| Tamanho da família                     | -0,040*<br>(0,022)     | 0,059**<br>(0,030)    |
| Casado                                 | -0,365***<br>(0,071)   | -0,558***<br>(0,088)  |
| Casado e com filhos menores de 14 anos | -0,131**<br>(0,065)    | -0,112<br>(0,076)     |
| Empregado sem carteira                 | 0,627***<br>(0,754)    | 0,875***<br>(0,083)   |
| Autônomo                               | 0,982***<br>(0,075)    | 1,099***<br>(0,088)   |
| Funcionário público                    | 1,561***<br>(0,293)    | 0,651***<br>(0,248)   |
| Empregador                             | 0,620***<br>(0,172)    | 0,669**<br>(0,280)    |
| Região metropolitana                   | -1,471***<br>(0,031)   | -1,122***<br>(0,039)  |
| Urbana                                 | -0,494***<br>(0,082)   | -0,483***<br>(0,103)  |

(Continua)

(Continuação)

|                  | 2004                 | 2014                 |
|------------------|----------------------|----------------------|
| Tempo de moradia | -0,063***<br>(0,011) | -0,063***<br>(0,013) |
| Constante        | -0,321<br>(0,342)    | -2,064***<br>(0,412) |

Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Resultados expandidos para a população.

2. Significância: \*\*\* 1%; \*\* 5%; e \* 10%.

3. Erro-padrão entre parênteses.

## REFERÊNCIAS

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2004**. Rio de Janeiro: 2004. Disponível em: <<https://bit.ly/3AJFJ90>>. Acesso em: 26 abr. 2017.

\_\_\_\_\_. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2014**. Rio de Janeiro: IBGE, 2014. Disponível em: <<https://bit.ly/3AJFJ90>>. Acesso em: 26 abr. 2017.

Originais submetidos em: mar. 2018.

Última versão recebida em: maio 2020.

Aprovada em: maio 2020.