

# INSERÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO: ANÁLISE EXPLORATÓRIA PELA CONDIÇÃO DE MIGRAÇÃO E RAÇA/COR

Joice Pereira de Souza<sup>1</sup>  
Luís Abel da Silva Filho<sup>2</sup>

## RESUMO

A dinâmica migratória brasileira é fenômeno acentuado no contexto da mobilidade da força de trabalho. Destarte, pretende-se estudar a migração e inserção laboral da força de trabalho dando ênfase à discriminação por raça/cor. Recorre-se aos dados dos Censos Demográficos de 2000 e de 2010. Inicialmente, revisa-se a literatura e, em seguida, recorre-se ao modelo Probit como forma de analisar a probabilidade condicionada de migração e inserção, segundo as características dos ocupados. Os resultados mostram que os migrantes não brancos se inserem de maneira mais precária, comparativamente aos brancos, confirmando-se, assim, a discriminação no mercado de trabalho, por esta ótica de observação.

**Palavras-chave:** Migração; Inserção laboral; Não branco; Brasil.

## INSERTION IN THE BRAZILIAN LABOR MARKET: EXPLORATORY ANALYSIS BY THE CONDITION OF MIGRATION AND RACE / COLOR

## ABSTRACT

The Brazilian migratory dynamics is an accentuated phenomenon in the context of labor force mobility. In this way, it is intended to study the migration and labor insertion of the workforce, emphasizing race / color discrimination. Data from the 2000 and 2010 Demographic Censuses are used. Initially, the literature is reviewed and then the Probit model is used as a way to analyze the conditioned probability of migration and insertion, according to the characteristics of the employed. The results show that non white migrants are inserted in a more precarious way, compared to whites, confirming the discrimination in the labor market, from this perspective of observation.

**Keywords:** Migration; Labor insertion; Non white; Brazil.

**JEL:** J15; J21; J61.

## 1 INTRODUÇÃO

O Brasil apresenta historicamente deslocamentos internos de seus habitantes, cujas motivações econômicas são abordadas nas investigações científicas, sobretudo, com relação aos determinantes estruturais ou implícitos que

---

<sup>1</sup> Graduada em Ciências Econômicas pela Universidade Regional do Cariri – URCA. E-mail: joiceeconomia@outlook.com

<sup>2</sup> Doutor em Economia pelo Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas  
PROFESSOR do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri - URCA. E-mail: abeleconomia@hotmail.com



impulsionam as pessoas a migrarem de seu local de origem. Os impactos desses movimentos sobre as suas condições de vida, o perfil do migrante, assim como os diferenciais de rendimentos no mercado de trabalho são de relevante interesse da produção científica nacional (RODRIGUES et al., 2015).

A desigualdade de rendimentos do trabalho entre as regiões se constitui como um dos principais fatores que impulsionam as pessoas a migrarem. Essa discrepância salarial pode ocorrer pelo menos por dois motivos: i) por causa da heterogeneidade dos trabalhadores em relação as suas características produtivas; ii) pelo fato dos trabalhadores com a mesma qualificação serem remunerados de maneira diferente, seja por meio do mercado segmentado (alguns postos de trabalhos valorizam os atributos produtivos de forma distinta), ou porque são discriminados (tratados de formas diferentes, baseados em características não produtivas). Conseqüentemente, a existência dessas diferenças na estrutura ocupacional pode estabelecer que homens e mulheres migrantes deparem-se com um ingresso diferenciado no mercado de trabalho local, quando comparados aos não migrantes (BATISTA; CACCIAMALI, 2009; RODRIGUES et al., 2015; RODRIGUES et al., 2016).

Os atributos pessoais, como escolaridade, sexo, idade e raça/cor, configuram-se como determinantes na condição de ocupação, remuneração e permanência no emprego. Entretanto, os atributos de natureza exógena também devem ser considerados, tendo em vista que os níveis de desenvolvimento das estruturas produtivas regionais afetam diretamente a situação dos indivíduos nos postos de trabalho (SOARES, 2000; MATOS; MACHADO, 2006; FREGUGLIA; PROCÓPIO, 2013). Portanto, estes diferenciais, contribuem diretamente para as desigualdades salariais no Brasil. Assim, as características socioeconômicas e demográficas dos indivíduos, além das características produtivas, influenciam diretamente nos diferenciais de rendimentos provenientes do trabalho (SILVA FILHO; SANTOS; SIQUEIRA, 2018).

Destarte, diante da restrita produção de trabalhos que investiguem a discriminação nas formas de inserção no mercado de trabalho brasileiro, a partir da componente demográfica migração, este artigo pretende contribuir com a literatura no que concernem as disparidades no ingresso no mercado de trabalho entre a população migrante e não migrante, dando ênfase à raça/cor.

Para atingir ao objetivo proposto, o artigo encontra-se, assim estruturado: além destas considerações iniciais, a segunda seção apresenta os procedimentos metodológicos adotados; em seguida, na terceira seção, apresentam-se as estatísticas descritivas acerca da inserção ocupacional segundo as características socioeconômicas e demográficas da força de trabalho ocupada no país; na quarta seção, discutem-se as estimativas de probabilidade condicionada à inserção no mercado de trabalho, segundo as características dos ocupados; por fim, na quinta seção, tecem-se as considerações finais e as perspectivas de novas abordagens.

## **2 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS**

### **2.1 Recorte temporal e espacial**

Para a abordagem dada por este artigo foram utilizados os dados dos Censos Demográficos do Brasil dos anos 2000 e 2010, considerando-se a categoria de migrante de data fixa. Portanto, refere-se aos migrantes que responderam residir em 31/07/1995 e 01/08/2005 em municípios diferentes daqueles que moravam no ano 2000 e em 2010, respectivamente. A migração de data fixa, segundo a literatura internacional (CHISWICK, 1979) e comprovada pela literatura nacional (SILVA; SILVA FILHO; CAVALCANTI, 2016), permite observar o efeito da seletividade do migrante no local de destino. Ou seja, analisar o migrante antes que adquira as características dos nativos<sup>3</sup>. Desta forma, é possível captar o efeito da discriminação no mercado de trabalho, bem como os efeitos dos atributos produtivos que os diferenciam dos nativos.

Neste estudo, a amostra selecionada é composta apenas pela população brasileira que respondeu a todas as perguntas dos Censos Demográficos do ano 2000 e de 2010, no que diz respeito aos dados utilizados neste artigo; que declarou estar ocupada (trabalhando), com rendimento positivo e inferior a R\$ 300.000,00 dado que, por se referir a *outliers* (podem aumentar a média de um determinado grupo, ocasionando em resultados incoerentes e inconsistentes); e, selecionado os indivíduos com idade entre 18 e 60 anos. O objetivo do recorte etário visa abranger apenas os indivíduos com maioridade legal para serem inseridos no mercado de trabalho via carteira de trabalho assinada (18 anos), assim como, eliminar da

---

<sup>3</sup> Nativos, neste artigo, é compreendido como sinônimo de não migrantes ou aos que moram em um município a mais de cinco anos ou que sempre residiram nele.

amostra as pessoas que possuem, em sua maioria, idade legal para se aposentar segundo a legislação em vigor a época de aplicação dos questionários. Ou seja, o objetivo é retirar da amostra as pessoas que não podem, por decisão própria, e por questões econômicas, estarem inseridas na população economicamente ativa no mercado de trabalho brasileiro.

Além desse recorte, com base na raça/cor<sup>4</sup>, foram selecionadas na amostra somente as pessoas que declararam ser brancas e não brancas. As pessoas não brancas consideradas nesse estudo, são aquelas que afirmaram ser pretas e pardas, seguindo uma convenção já usualmente utilizada na literatura econômica brasileira. Foram eliminadas da amostra as pessoas amarelas e indígenas, tendo em vista a baixa representatividade amostral e a cerne central desta análise ter foco comparativo entre pessoas brancas e não brancas.

## 2.2 Modelo Probit

Utiliza-se neste trabalho o modelo Probit e uma amostra aleatória dos Censos Demográficos compreendendo 11.418.861 tanto no primeiro quanto no último ano em análise, sendo estes migrantes e não migrantes brancos e não brancos, eliminando-se os *Missings Values* das bases de dados de cada ano. A partir desse modelo, é possível estimar o efeito de diversas variáveis explicativas sobre eventos qualitativos. Assim, consiste num modelo de resposta *Dummy*, que assume valor igual a 1 no caso da ocorrência de um evento (sucesso) e 0 (zero) em caso contrário (fracasso), desde que os resíduos provenientes dessa estimação sejam normalmente distribuídos.

De acordo com Carvalho (2010, p. 24), “o modelo probit é uma alternativa que admite a função de distribuição Normal para expressar a relação não linear entre as possibilidades estimadas da variável dependente e as variáveis explicativas”.

O modelo admite a seguinte hipótese:

$$I_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_n X_{ni} \quad (1)$$

Onde  $I_i$  é o índice não observado dependente das variáveis  $X_{1i} \dots X_{ni}$  de modo que quanto maior for o valor do índice  $I_i$  maior será a probabilidade de o

---

<sup>4</sup> Termo definido pelo IBGE com base na autodeclaração dos indivíduos.

indivíduo possuir a característica de interesse. Os termos  $\beta$  representam os efeitos parciais de cada variável explicativa sobre a probabilidade de  $I_i$  de um evento.

Admite-se, também, que corresponde a um nível crítico do índice  $I_i^*$  de tal modo que, se  $I_i^* \leq I_i$  significa que o indivíduo possui a característica de interesse, caso contrário o indivíduo não possui esta característica.

Considerando-se a hipótese da normalidade, a hipótese de que  $I_i^* \leq I_i$  pode ser descrita da seguinte forma:

$$\begin{aligned} P_i &= P_i(Y_i = 1 | X_{1i}, \dots, X_{ni}) = P(I_i^* \leq I_i) = P(Z_i \leq b_0 + b_1 X_{1i} + \dots + b_n X_{ni}) \\ &= F(b_0 + b_1 X_{1i} + \dots + b_n X_{ni}) \end{aligned} \quad (2)$$

Em que  $Z_i \sim N(0, 1)$  e

$$F(I_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{I_i} e^{(-z^2/2)} dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{b_0 + b_1 X_{1i} + \dots + b_n X_{ni}} e^{(-z^2/2)} dz \quad (3)$$

Esta função admite que a probabilidade  $P_i$  permaneça entre 0 e 1, isto é:

$$\lim_{Z \rightarrow +\infty} F(Z) = 1 \quad e \quad \lim_{Z \rightarrow -\infty} F(Z) = 0 \quad (4)$$

Assim, o Modelo Probit é estimado pelo método da Máxima Verossimilhança, método de estimação não linear.

### 2.3 Descrição das variáveis

As variáveis utilizadas neste artigo são de naturezas socioeconômicas e demográficas. Desse modo, utiliza-se o modelo Probit com as seguintes variáveis:

Tabela 1 - Descrição das variáveis dos censos de 2000 e de 2010

Variável	Descrição
Migra	<i>Dummy</i> (1) para as pessoas que declararam nos Censos Demográficos de 2000 e de 2010 residir em outro município em 1995 e em 2005, (0) caso contrário.
Raça/cor	<i>Dummy</i> (1) para os não brancos, (0) para os brancos.
Sexo	<i>Dummy</i> (1) masculino, (0) feminino.
Idade	Idade (em anos) da pessoa de referência na análise.
Estado Civil	<i>Dummy</i> (1) para pessoas que declararam ser casado, (0) caso contrário.
Chefe de domicílio	<i>Dummy</i> (1) para pessoas que declararam ser o responsável pelo domicílio, (0) caso contrário.
Seminstfundinc	Para pessoas que declararam não possuir instrução ou ter pelo menos o ensino fundamental incompleto.
Fundcompmedinc	Para pessoas que declararam ter o fundamental completo e médio incompleto.
Medcompsupinc	Para pessoas que declararam ter o ensino médio completo e superior incompleto.
Supcomp	Para pessoas que declararam ter o superior completo.
Ocupado	Para pessoas que declararam trabalhar em algum setor da economia.
ICS	Pessoas ocupadas na indústria, comércio ou serviço.
Previdência	<i>Dummy</i> (1) para os trabalhadores contribuintes de previdência social no trabalho principal ou em outro trabalho; (0) caso contrário.
NO	<i>Dummy</i> para as pessoas que declararam residir em algum município na região Norte.
NE	<i>Dummy</i> para as pessoas que declararam residir em algum município na região Nordeste.
SE	<i>Dummy</i> para as pessoas que declararam residir em algum município na região Sudeste.
SU	<i>Dummy</i> para as pessoas que declararam residir em algum município na região Sul.
CO	<i>Dummy</i> para as pessoas que declararam residir em algum município na região Centro-Oeste.
Pobredom	Para os domicílios que possuem renda per capita inferior a 1/4 do salário mínimo, aqui denominado de domicílios pobres.
Pobretrab	Para pessoas que auferem rendimentos inferiores a 1/4 do salário mínimo. Aqui, são consideradas pobres no trabalho.
Renda <i>per capita</i>	Total dos rendimentos divididos pelo número de pessoas no domicílio.
Rendatrab	Renda auferida pelo trabalho desempenhado no trabalho principal ou em outro trabalho.

Fonte: elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos de 2000/2010.

#### 4 MIGRAÇÃO E SELEÇÃO: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

No Brasil, um dos estudos pioneiros na análise do viés de seleção no processo de migração é realizado por Santos Júnior (2002). Este autor realizou um estudo sobre a migração interestadual e a seletividade no Brasil, a partir de dados da PNAD de 1999, recorrendo-se ao método dos Mínimos Quadrados Ordinários – MQO. O objetivo era verificar se os brasileiros que residiam em uma unidade federativa diferente daquela em que eles nasceram, constituíam um grupo positivamente selecionado. Encontraram-se evidências de que considerando o Brasil como em sua totalidade os migrantes ganhavam em média, 5% a mais do que os não migrantes. Esse resultado foi explicado em função da população migrante se

apresentar, em média, com características produtivas não observáveis<sup>5</sup> superior em relação aos não migrantes.

Rondon, Leite & Souza (2013), também analisaram se os migrantes interestaduais no Brasil são positivamente selecionados. Utilizaram os microdados dos Censos Demográficos para os anos 2000 e de 2010 e estimaram os dados por meio do método de regressão múltipla. Constatou-se um diferencial de renda de 2,7% no ano 2000 e de 4,5% no ano de 2010, favorecendo os migrantes em relação aos nativos. Também foi verificado que ao comparar os dois períodos em análise, houve um aumento de 4% na magnitude da seleção positiva.

Silva Filho & Resende (2018), investigaram se os migrantes intermunicipais da região Nordeste eram positivamente selecionados, a partir dos microdados dos Censos Demográficos dos anos 2000 e de 2010 e do método em dois estágios, com correção de viés de seleção amostral proposto por Heckman (1979). Os resultados obtidos demonstraram que o migrante intermunicipal nordestino fazia parte de um grupo positivamente selecionado e que as características não observáveis que afetavam a decisão de migração também podem afetar nos diferenciais de rendimentos do trabalho. Este efeito correspondeu a 15,86% no ano 2000 e 6,78% em 2010 nos diferenciais de rendimentos entre os migrantes e não migrantes. Foi constatado também que todas as características observáveis e não observáveis e o componente de seletividade contribuem para os diferenciais de rendimentos em favor dos migrantes serem maiores em comparação aos nativos.

Julião (2014), por sua vez, investigou se o viés de seleção estava presente entre os migrantes internos do Estado de Pernambuco, com base nos microdados do Censo Demográfico de 2010 e da Relação Anual de Informações Sociais – RAIS, para os anos de 2005 a 2009, estimando os dados a partir da equação minceriana de rendimentos. Constatou-se que os migrantes de Pernambuco eram mais jovens, mais escolarizados, possuíam melhores salários (cerca de 2% superiores aos do não migrante) e eram predominantemente do sexo masculino.

Em contrapartida, Silva, Silva Filho & Cavalcanti (2016) a partir dos microdados da PNAD de 2010 e do modelo de Heckman (1979), demonstraram que os migrantes da região Norte, analisando em sua totalidade, não constituíam um grupo positivamente selecionado. Entretanto, argumentaram que a hipótese de

---

<sup>5</sup> Destacam-se a capacidade empresarial, ambição, motivação e a produtividade do indivíduo.

seletividade positiva dos migrantes só pode ser confirmada para os migrantes que tem menos de cinco anos nos estados dessa região. Dessa forma, depois dos cinco anos que o migrante estiver residindo na região Norte do Brasil, sua renda é reduzida cerca de 5% ao ano convergindo com a dos não migrantes.

Em síntese, os estudos empíricos demonstram que grande parte dos diferenciais de rendimentos é ocasionada pelo fato dos migrantes apresentarem características não observáveis que os tornam mais produtivos em relação aos não migrantes. Por isso, é possível que as regiões que absorvem um fluxo líquido crescente de migrantes apresentem um crescimento elevado da renda *per capita* ao longo do tempo.

#### **4.1 Condição socioeconômica e demográfica da população não branca no mercado de trabalho brasileiro: Estatística descritiva**

As características socioeconômicas e demográficas influenciam diretamente nos diferenciais de rendimentos da população ocupada, principalmente num país como o Brasil, o qual possui ampla dimensão territorial, assim como, heterogeneidade geoeconômica substancialmente elevada (FREGUGLIA, 2007; SILVA FILHO, 2017). Dessa forma, os fluxos migratórios assumem um papel importante para a compreensão das transformações estruturais, socioeconômicas e culturais, bem como aquelas relacionadas ao mercado de trabalho nas macrorregiões do país.

Conforme se pode observar na Tabela 02, no ano 2000, 48% dos migrantes eram não brancos; 66% eram do sexo masculino, em detrimento de 34% do sexo feminino. Em 2010, eleva-se a participação dos migrantes não brancos (53%); reduz os migrantes do sexo masculino (51%), comparativamente, aumenta-se a participação do sexo feminino (49%).

Tabela 2 - Caracterização socioeconômica e demográfica da população com idade entre 18 e 60 anos, segundo a condição de migração - 2000/2010

Variáveis	2000		2010	
	Não Migrante	Migrante	Não Migrante	Migrante
Raça/cor (não branco)	0,47	0,48	0,54	0,53
Sexo (masculino)	0,67	0,66	0,50	0,51
Idade	35,88	33,17	36,44	33,20
Estado civil (casado)	0,48	0,43	0,41	0,37
Chefe do domicílio	0,54	0,54	0,39	0,40
Seminstfundinc	0,66	0,64	0,47	0,42
Fundcompmedinc	0,14	0,15	0,17	0,19
Medcompsupinc	0,18	0,18	0,27	0,29
Supcomp	0,02	0,02	0,08	0,10
ICS	0,44	0,45	0,32	0,34
Previdência	0,18	0,14	0,22	0,18
NO	0,08	0,10	0,08	0,10
NE	0,32	0,26	0,33	0,24
SE	0,34	0,31	0,37	0,36
SU	0,18	0,19	0,15	0,16
CO	0,08	0,14	0,08	0,13
Pobre no domicílio	0,24	0,21	0,09	0,08
Pobre no trabalho	0,09	0,07	0,08	0,05
Renda <i>per capita</i>	659,09	720,15	730,33	946,32
Renda do trabalho	1.123,01	1.139,01	1.010,26	1.242,01

Fonte: elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos de 2000/2010.

No que diz respeito ao nível de instrução, tanto os migrantes quanto os nativos melhoraram a situação educacional quando se compara o primeiro ao último ano. Entretanto, constata-se que os migrantes são, em média, mais escolarizados que os naturais, o que ratifica os estudos de Gama e Machado (2014), Silva Filho (2017).

Por outro lado, em relação ao mercado de trabalho, verifica-se a baixa participação dos migrantes e não migrantes no setor formal da economia. No ano 2000, apenas 14% dos migrantes eram contribuintes de previdência social, comparativamente a 18% dos não migrantes. Em 2010, o percentual de contribuição dos migrantes aumentou para 18% em detrimento de 22% dos não migrantes na mesma situação. Esse resultado pode dar indícios de que apesar do migrante ter melhor escolaridade, menor idade média (GAMA; MACHADO, 2014; SILVA; SILVA

FILHO; CAVALCANTI, 2016) se inserem de maneira mais precária no mercado de trabalho, sendo eles maioria na informalidade, conforme sugere Silva Filho (2017).

Ademais, no ano 2000, 21% dos migrantes declararam residir em domicílios pobres, comparativamente a 24% dos naturais; o percentual se reduz, em 2010, para 8% e 9%, respectivamente. Outrossim, no ano 2000, 7% dos migrantes declararam ser pobres no trabalho, em relação a 9% dos não migrantes. O *gap* se reduz para 5% e 8%, respectivamente, no ano de 2010. Analisa-se que tanto a pobreza no domicílio quanto a pobreza no trabalho eram maiores para os não migrantes, comparativamente aos migrantes em ambos os anos.

No que se refere aos rendimentos dos migrantes e não migrantes, a renda domiciliar *per capita* do primeiro, no ano 2000, era de R\$ 720,15, e elevou-se para R\$ 946,32, em 2010; em detrimento do segundo que era R\$ 659,09, no ano 2000; e, elevou-se para R\$ 730,33 no ano de 2010. Com relação à renda do trabalho, os migrantes recebiam R\$ 1.139,01 no ano 2000, aumentando para R\$ 1.242,01 em 2010, comparativamente aos não migrantes que auferiam R\$ 1.123,01, no primeiro ano, passando a receber R\$ 1.010,26 no último ano. Observa-se que os rendimentos dos migrantes se elevam quando comparado o primeiro ao último ano, entretanto, os rendimentos dos não migrantes diminuem. Ademais, ao comparar os rendimentos do trabalho auferidos por eles, analisa-se que os migrantes ganhavam R\$ 16 a mais que os não migrantes no ano 2000, elevando esse diferencial para R\$ 231,75 em 2010. Cresce, pois, a disparidade salarial entre migrantes e não migrantes intermunicipais no Brasil.

Dessa forma, percebe-se que os migrantes auferiam maiores rendimentos, relativamente aos nativos em ambos os anos, apesar de aqueles serem relativamente minorias com vínculos formais no mercado de trabalho brasileiro, comparado a estes. Desse modo, os diferenciais de rendimentos podem estar relacionados às características não observáveis dos migrantes, como destacam os estudos de Santos Júnior (2002); Freguglia (2007); Gama & Machado (2014).

Na Tabela 3, verifica-se que do total da população feminina no ano 2000, 46% eram não brancas, comparativamente a 54% brancas; 11% eram migrantes no Brasil. Em 2010, eleva-se para 53% o percentual de mulheres não brancas, em detrimento de 47% brancas; reduz para 8% o percentual de mulheres migrantes. Em relação à população masculina, 48% eram não brancos, relativamente a 52%

brancos; 11% eram migrantes. No ano de 2010, aumenta para 55% o percentual de homens não brancos, comparativamente a 45% brancos; reduz para 8% o total de migrantes.

Tabela 3 - Caracterização socioeconômica e demográfica da população com idade entre 18 e 60 anos, segundo o sexo - 2000/2010

Variáveis	2000		2010	
	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino
Raça/cor (não branco)	0,46	0,48	0,53	0,55
Migra	0,11	0,11	0,08	0,09
Idade	34,75	36,01	36,35	35,97
Estado civil (casado)	0,43	0,50	0,42	0,39
Chefe de domicílio	0,21	0,70	0,27	0,52
Seminstfundinc	0,57	0,70	0,44	0,50
Fundcompmedinc	0,17	0,13	0,17	0,18
Medcompsupinc	0,24	0,15	0,29	0,25
Supcomp	0,02	0,02	0,10	0,06
Previdência	0,17	0,19	0,21	0,21
ICS	0,42	0,46	0,29	0,34
NO	0,07	0,09	0,08	0,09
NE	0,30	0,32	0,32	0,32
SE	0,36	0,32	0,37	0,36
SU	0,18	0,19	0,15	0,15
CO	0,09	0,09	0,08	0,08
Pobre no domicílio	0,19	0,26	0,09	0,09
Pobre no trabalho	0,12	0,07	0,08	0,07
Renda <i>per capita</i>	723,98	636,75	735,20	764,67
Renda do trabalho	786,25	1292,41	843,97	1160,60

Fonte: elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos de 2000/2010.

No que se refere à escolaridade, observa-se que a população feminina era, em média, mais escolarizada que a população masculina. Em relação à ocupação da força de trabalho no Brasil, no ano 2000, 17% das mulheres e 19% dos homens tinham vínculos com o instituto oficial de previdência social; 42% das mulheres e 46% dos homens estavam empregadas na ICS. Em 2010, eleva-se para 21% o total de mulheres e homens que contribuem com a previdência social; diminui para 29% e 34%, respectivamente, os ocupados na ICS.

Ademais, 19% da população feminina declararam ser pobres no domicílio e 12% pobres no trabalho, no ano 2000, reduzindo para 9% e 8%, respectivamente,

em 2010. Com relação à população masculina, 26% eram pobres no domicílio e 7% pobre no trabalho, no ano 2000. Em 2010, reduz acentuadamente a pobreza no domicílio para 9%, enquanto a pobreza no trabalho permaneceu estacionária.

No tocante a renda do trabalho, observa-se que no ano 2000, as mulheres auferiam R\$ 786,25 e os homens R\$ 1.292,41. Em 2010, os rendimentos das mulheres aumentaram para R\$ 843,97 e dos homens reduziram para R\$ 1.160,60. Contudo, ressalta-se que mesmo os rendimentos dos homens reduzindo-se no último ano, continuaram auferindo maiores rendimentos, comparativamente às mulheres em ambos os anos. Assim, as mulheres recebiam R\$ 448,44 e R\$316,63 a menos que os homens no ano 2000 e em 2010, respectivamente. Esses resultados ratificam os estudos de alguns autores como Cavalieri e Fernandes (1998), Batista e Cacciamali (2009), Gama e Hermeto (2017), que demonstraram empiricamente que as mulheres são, em média, mais escolarizadas em relação aos homens, entretanto, os seus rendimentos são inferiores aos deles.

A partir dos dados da Tabela 4, analisa-se que do total da população não branca no ano 2000, 11% eram migrantes; 68% eram homens, em detrimento de 32% eram mulheres. Em 2010, apenas 9% eram migrantes; 51% eram homens, em detrimento de 49% eram mulheres. Em relação ao total da população branca, 11% eram migrantes; 66% eram homens, comparativamente a 34% do sexo oposto. Em 2010, reduz para 9% os migrantes brancos no Brasil; 49% eram homens, comparativamente 51% mulheres.

Tabela 4 - Caracterização socioeconômica e demográfica da população com idade entre 18 e 60 anos, segundo a cor - 2000/2010

Variáveis	2000		2010	
	Branco	Não Branco	Branco	Não Branco
Migra	0,11	0,11	0,09	0,09
Sexo (masculino)	0,66	0,68	0,49	0,51
Idade	36,36	34,74	36,90	35,54
Estado civil (casado)	0,54	0,41	0,46	0,37
Chefe de domicílio	0,54	0,53	0,39	0,39
Seminstfundinc	0,57	0,75	0,39	0,54
Fundcompmedinc	0,16	0,13	0,17	0,18
Medcompsupinc	0,24	0,11	0,31	0,24
Supcomp	0,04	0,01	0,12	0,04
Previdência	0,25	0,10	0,29	0,15
ICS	0,49	0,39	0,36	0,29
NO	0,04	0,12	0,04	0,12
NE	0,19	0,45	0,20	0,42
SE	0,39	0,28	0,43	0,31
SU	0,30	0,06	0,25	0,06
CO	0,08	0,09	0,07	0,09
Pobre no domicílio	0,15	0,33	0,06	0,12
Pobre no trabalho	0,06	0,12	0,05	0,09
Renda <i>per capita</i>	929,05	373,65	996,02	521,91
Renda do trabalho	1.543,14	660,89	1.308,96	769,96

Fonte: elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos de 2000/2010.

Com relação à qualificação (educação formal – escolaridade), houve melhorias em todas as variáveis quando comparado o primeiro ao último ano, principalmente para os indivíduos brancos. Além disso, no ano 2000, apenas 10% dos não brancos pagavam previdência social e 39% estavam ocupados na ICS. Já em relação aos indivíduos brancos, 25% eram contribuintes de previdência social e 49% estavam ocupados nos setores da ICS. No ano de 2010, aumentou para 15% o percentual dos não brancos que possuíam algum vínculo com o instituto oficial de previdência social e reduziram-se para 29% os ocupados na ICS. Já os indivíduos brancos, elevaram para 29% os contribuintes de previdência e reduziram para 36% os ocupados na ICS. Ou seja, ao comparar os dois grupos, observa-se que os indivíduos brancos eram maioria com vínculos formais e ocupados na ICS, comparativamente aos não brancos.

A maioria relativa dos não brancos residia na região Nordeste e os brancos na região Sudeste, em ambos os anos. Outrossim, no ano 2000, 33% dos não brancos declararam ser pobres no domicílio, comparativamente a 15% dos brancos, reduzindo para 12% e 6% respectivamente, em 2010. Adicionalmente, 12% dos não brancos afirmaram ser pobres no trabalho, em detrimento de 6% dos brancos declararem estarem na mesma situação, no ano 2000, reduzindo-se, em 2010, para 9% e 5%, respectivamente.

No que se refere à renda do trabalho, os brancos auferiam maiores rendimentos que os não brancos, em ambos os anos. No ano 2000, os não brancos recebiam R\$ 660,89 e os brancos R\$ 1.543,14. Em 2010, os não brancos passaram a receber R\$ 769,96 e os brancos R\$ 1.308,96. Ou seja, os brancos auferiam no primeiro ano R\$ 882,25 a mais que os não brancos, e R\$ 539,00 no último ano em análise, evidenciando as desigualdades salariais em favor dos brancos. Esses resultados corroboram com os estudos de Soares (2000), Matos & Machado (2006), Gama e Hermeto (2017), nos quais constataram que os indivíduos brancos auferiam rendimentos superiores em relação aos não brancos, sendo que, esses diferenciais estavam relacionados diretamente ao nível de escolaridade. Assim, como os indivíduos brancos eram mais escolarizados, recebiam maiores rendimentos, comparativamente aos não brancos.

Os dados da Tabela 5 demonstram que do total das pessoas asseguradas por previdência social no ano 2000, apenas 9% eram migrantes no Brasil; 69% eram do sexo masculino em detrimento de 31% do sexo feminino; 27% eram não brancos, comparativamente a 73% brancos. Em 2010, reduz para 7% o percentual de migrantes; 61% eram do sexo masculino, relativamente a 39% do sexo feminino; 38% eram não brancos, em detrimento a 62% brancos. Constata-se então, que a maior parte da formalidade no mercado de trabalho brasileiro era em favor dos homens e dos indivíduos brancos.

Tabela 5 - Caracterização socioeconômica e demográfica da população com idade entre 18 e 60 anos, segundo a condição de ser assegurado por previdência social - 2000/2010

Variáveis	2000		2010	
	Não Assegurado	Assegurado	Não Assegurado	Assegurado
Migra	0,11	0,09	0,08	0,07
Sexo (masculino)	0,66	0,69	0,61	0,61
Raça/cor (não branco)	0,52	0,27	0,58	0,38
Idade	34,66	39,81	36,30	40,73
Estado civil (casado)	0,44	0,65	0,39	0,58
Chefe do domicílio	0,51	0,64	0,46	0,53
Seminstfundinc	0,71	0,41	0,57	0,36
Fundcompmedinc	0,14	0,15	0,18	0,16
Medcompsupinc	0,14	0,36	0,21	0,31
Supcomp	0,01	0,08	0,03	0,17
ICS	0,41	0,58	0,29	0,40
NO	0,09	0,04	0,10	0,06
NE	0,35	0,16	0,36	0,21
SE	0,32	0,43	0,31	0,40
SU	0,16	0,29	0,14	0,25
CO	0,09	0,07	0,09	0,08
Pobre no domicílio	0,27	0,07	0,06	0,02
Pobre no trabalho	0,10	0,02	0,12	0,04
Renda <i>per capita</i>	460,07	1600,96	648,42	1591,17
Renda do trabalho	710,93	3007,33	701,82	1991,13

Fonte: elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos de 2000/2010.

Verifica-se que os assegurados eram, em média, mais escolarizados que os não assegurados em ambos os anos. Chama atenção a melhora significativa dos assegurados com ensino superior, visto que no ano 2000, 8% possuíam esse nível educacional, elevando-se para 17% no ano de 2010. Além disso, entre os setores de ocupação, 58% dos assegurados estavam empregados na ICS, enquanto 41% dos não assegurados estavam ocupados nesses mesmos setores. Em 2010, reduz para 40% dos assegurados e 29% dos não assegurados ocupados na ICS.

A maioria dos assegurados residia na região Sudeste e os não assegurados no Nordeste, em ambos os anos. Ademais, entre os assegurados no ano 2000, apenas 7% eram pobres no domicílio e 2% pobres no trabalho. No ano de 2010, reduz para 2% e 4% respectivamente. Com relação aos não assegurados, esse resultado se apresentou de forma mais elevada, onde 27% eram pobres no domicílio e 10% pobres no trabalho, no ano 2000. Em 2010, o *gap* se reduziu para 6% e 12% respectivamente.

Os assegurados possuíam a renda domiciliar *per capita* significativamente superior (R\$ 1.600,96) em relação aos não assegurados (R\$ 460,07) no ano 2000. No ano de 2010, esse diferencial se reduziu para R\$ 1.591,17 e R\$ 648,42 respectivamente, registrando um diferencial de R\$1.140,89 no primeiro ano, reduzindo para R\$ 942,75 no último ano, em favor dos assegurados. Com relação à renda do trabalho, os assegurados recebiam, no ano 2000, R\$ 3.007,33 e os não assegurados R\$ 710,93, reduzindo significativamente para R\$ 1.991,13 e R\$ 701,82, respectivamente, em 2010. Ou seja, a renda do trabalho dos assegurados era de R\$ 2.296,4 a mais que os não assegurados, no ano 2000, e de R\$ 1.289,31 em 2010. Desse modo, constata-se que ser contribuinte do instituto oficial de previdência social influenciava positivamente para auferir maiores rendimentos no mercado de trabalho brasileiro nos anos analisados.

Pelos dados da Tabela 6, verifica-se que do total das pessoas que declararam ser pobres no trabalho no ano 2000, 8% eram migrantes; 53% eram do sexo masculino, comparativamente a 47% do sexo feminino; a maioria eram não brancos (66%). Em 2010, reduz para 6% o percentual de migrantes; 48% eram do sexo masculino, em detrimento de 52% do sexo oposto; a maioria continuou sendo não brancos (67%).

Tabela 6 - Caracterização socioeconômica e demográfica da população com idade entre 18 e 60 anos, segundo a pobreza no trabalho - 2000/2010

Variáveis	2000		2010	
	Não Pobretrab	Pobretrab	Não Pobretrab	Pobretrab
Migra	0,11	0,08	0,09	0,06
Sexo (masculino)	0,68	0,53	0,50	0,48
Raça/cor (não branco)	0,46	0,66	0,53	0,67
Idade	35,70	34,48	36,06	37,42
Estado civil (casado)	0,49	0,38	0,41	0,42
Chefe do domicílio	0,55	0,40	0,39	0,37
Seminfundinc	0,63	0,88	0,45	0,74
Fundcompmedinc	0,15	0,08	0,18	0,14
Medcompsupinc	0,19	0,04	0,29	0,11
Supcomp	0,02	0,00	0,08	0,01
Previdência	0,19	0,04	0,23	0,07
Ocupado	0,95	0,89	0,92	1,00
ICS	0,46	0,26	0,35	0,09
NO	0,08	0,06	0,08	0,11
NE	0,28	0,63	0,30	0,58
SE	0,35	0,16	0,38	0,16
SU	0,19	0,10	0,15	0,11
CO	0,09	0,04	0,09	0,04
Pobre no domicílio	0,19	0,68	0,08	0,25
Renda <i>per capita</i>	716,75	130,69	784,57	253,64
Renda do trabalho	1224,46	80,72	1155,36	27,51

Fonte: elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos de 2000/2010.

Com relação ao nível de escolaridade, observa-se a baixa qualificação das pessoas que declararam serem pobres no trabalho. No ano 2000, 88% declararam não possuir instrução ou ter pelo menos o ensino fundamental incompleto, reduzindo para 74% em 2010. Chama atenção também o fato de que nenhum indivíduo possuía ensino superior completo no primeiro ano e no último ano apenas 1% possuía esse nível de instrução.

Ademais, no ano 2000, 26% da população que declararam ser pobre no trabalho estavam ocupadas na ICS; e, apenas 4% possuíam vínculo com algum instituto oficial de previdência social no trabalho principal ou em outro trabalho. Em 2010, reduziu para 9% os indivíduos empregados na ICS; e, elevou para 7% os que pagavam previdência social. Outrossim, houve uma concentração relativa dos pobres no trabalho na região Nordeste e uma baixa participação na região Centro-Oeste, em ambos os anos.

No primeiro ano, a maioria declarou ser pobre no domicílio (68%), reduzindo substancialmente esse diferencial (25%), no último ano. No que se refere à renda domiciliar *per capita*, no ano 2000, os pobres no trabalho auferiam R\$ 130,69 comparativamente a R\$ 716,75 dos que declararam não serem pobres no trabalho; em 2010, eleva-se para R\$ 253,64 e R\$ 784,57 respectivamente. Com relação à renda do trabalho, os indivíduos que declararam serem pobres no trabalho recebiam R\$ 80,72 em detrimento a R\$ 1.224,46 dos indivíduos que não eram pobres no trabalho; esse percentual reduz para R\$ 27,51 e R\$ 1.155,36, respectivamente, em 2010. Ou seja, um diferencial de R\$ 1.143,74 no primeiro ano e de R\$ 1.127,85 no último ano da análise.

Os dados das tabelas acima convergem com a literatura nacional e internacional ao mostrar que a raça/cor é um forte componente demográfico que afeta diretamente as condições de inserção no mercado de trabalho, bem como sobre os diferenciais de rendimentos, ao evidenciarem que os indivíduos não brancos, além de se inserirem de maneira mais precária no mercado de trabalho brasileiro, também auferem menores rendimentos, comparativamente aos brancos.

## **5 PROBABILIDADE DE MIGRAÇÃO E INSERÇÃO SOCIOECONÔMICA DO NÃO BRANCO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO**

A dinâmica migratória no Brasil é analisada pelo volume e intensidade dos fluxos migratórios ao largo do território nacional. Os padrões de classificação e os motivos que impulsionam as pessoas a migrarem assumem motivações diversas ao longo dos anos. Destacam-se na literatura nacional e internacional a busca por melhores condições de trabalho e remuneração laboral na região de destino. Portanto, a decisão de migrar é influenciada diretamente pela possibilidade de o indivíduo conseguir melhor condição de inserção socioeconômica e, conseqüentemente, maiores retornos salariais comparativamente à região originária. Desse modo, o desempenho do mercado de trabalho é um dos principais determinantes que atrai e/ou expulsa as pessoas de uma região para a outra, substancialmente o tipo de vínculo e a condição de remuneração (CHISWICK, 1999; SOARES, 2000; LIMA; VALE, 2001; MATOS; MACHADO, 2006; RAMALHO, 2008; SILVA FILHO, 2017).

A partir das características observáveis dos indivíduos, a Tabela 7<sup>6</sup> apresenta aquelas que podem afetar na probabilidade de migração intermunicipal no Brasil. É possível observar que o coeficiente relacionado à raça/cor do indivíduo só apresentou significância estatística no ano de 2010. Assim, a probabilidade de um indivíduo não branco ser migrante no Brasil no ano de 2010 era de 3 pontos percentuais a mais, em detrimento das pessoas brancas, o que diverge dos resultados encontrados por Lima, Simões e Hermeto (2016).

Os autores supracitados analisaram o desenvolvimento regional, a hierarquia urbana e condição de migração individual no Brasil entre 1980 a 2010, a partir dos Censos Demográficos desses respectivos anos e da estimação de modelos de regressão logística. Constataram que mesmo o valor do coeficiente relacionado à raça/cor se apresentando de forma acentuadamente baixa, o indivíduo branco possuía maior probabilidade de migrar em relação aos pretos e pardos (não brancos) nos períodos em análise.

Ademais, a probabilidade de um indivíduo do sexo masculino ser migrante no Brasil, no ano 2000, era de 7 pontos percentuais a menos, comparativamente ao do sexo feminino. No ano de 2010, essa probabilidade reduz-se em 4 pontos percentuais. Estes resultados corroboram com aqueles encontrados por Lima, Oliveira e Simões (2011). Os autores sugerem que essa diminuição na probabilidade de o homem ser migrante pode estar relacionada às transformações demográficas ocorridas no Brasil nas últimas décadas (aumento da população e da emancipação feminina).

---

<sup>6</sup> As variáveis: Não branco, Fundcompmedinc e ICS não apresentaram significância estatística no ano 2000.

Tabela 7 - Estimções do Modelo Probit para a probabilidade de migrao no Brasil - 2000/2010

Coeficientes	2000	2010
	Estimativa	Estimativa
(Intercepto)	-0,942*** (0,006)	-10,310*** (0,009)
Raça/cor (Não branco)	0,000 (0,003)	0,025*** (0,004)
Sexo (masculino)	-0,074*** (0,003)	-0,036*** (0,004)
Idade	-0,013*** (0,000)	-0,014*** (0,000)
Urbano	0,080*** (0,003)	0,029*** (0,005)
Chefe de domicílio	0,170*** (0,003)	0,119*** (0,004)
Estado civil (casado)	-0,032*** (0,003)	-0,051*** (0,004)
Fundcompmedinc	-0,006 (0,004)	0,023*** (0,005)
Medcompsupinc	0,0** (0,004)	0,019*** (0,005)
Supcomp	0,147*** (0,009)	0,249*** (0,007)
Pobretrab	-0,096*** (0,005)	-0,113*** (0,007)
Previdência	-0,132*** (0,004)	-0,106*** (0,005)
ICS	-0,001 (0,003)	0,017*** (0,004)
NO	0,248*** (0,005)	0,234*** (0,007)
SE	0,048*** (0,003)	0,074*** (0,005)
SU	0,143*** (0,004)	0,128*** (0,006)
CO	0,373*** (0,004)	0,312*** (0,006)

Significância: \*\*\* significante a 1%; \*\* significante a 5%; \* significante a 10%.

Fonte: elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos de 2000/2010.

No que se refere aos anos de estudo, tendo como referência as pessoas sem instrução e com ensino fundamental incompleto, verifica-se que à medida que avança os níveis de escolaridade, comparando o primeiro ao último ano, maior a probabilidade de os indivíduos migrarem. Esses resultados ratificam os estudos de Gama e Machado (2012), Julião (2014) e Silva Filho (2017), os quais tratam a maior escolaridade dos migrantes como investimento em migração. Ou seja, elevar a escolaridade para buscar oportunidade de trabalho em outros municípios/estados/regiões do país.

Além disso, a probabilidade de um indivíduo pobre no trabalho ser migrante era de 10 pontos percentuais a menos, no ano 2000, e de 11 pontos percentuais a menos em 2010. Por outro lado, probabilidade de um ocupado na ICS ser migrante

era de 1 ponto percentual a menos no ano 2000. Em 2010, muda o sinal do coeficiente da variável, e aumenta em 2 pontos percentuais a probabilidade de um ocupado na ICS ser migrante. Ademais, é importante enfatizar que residir em qualquer região no Brasil aumentava a probabilidade de ser migrante, comparativamente aos residentes na região Nordeste (categoria de referência omitida no modelo), corroborando com as análises de Silva Filho (2017), que caracteriza essas outras regiões como potenciais receptoras de migrantes, dado a maior dinâmica econômica regional.

Em relação à probabilidade de os indivíduos estarem ocupados na indústria, comércio ou serviço no Brasil, verifica-se na Tabela 8<sup>7</sup>, que ser não branco reduzia a probabilidade de estar ocupado nesses setores em 19 pontos percentuais no ano 2000 e em 17 pontos percentuais em 2010, em detrimento das pessoas brancas estarem ocupadas nesses mesmos setores. Esse resultado pode ser justificado, baseado nas análises realizadas por Soares (2000), Matos e Machado (2006), Martins (2012). Os autores constataram que os negros estão inseridos nas ocupações mais degradantes, ou seja, nas atividades manuais que exigem pouca qualificação e baixa escolaridade formal. Conseqüentemente, se inserem nos postos de menor prestígio.

De acordo com Soares (2000, p. 24), “*se o negro ficar no lugar a ele alocado, sofrerá pouca discriminação. Mas se porventura tentar ocupar um lugar ao sol, sentirá todo o peso da discriminação sobre seus ombros*”. Dessa forma, a desigualdade racial e a discriminação vivenciada pelos negros ao longo dos anos, influenciam negativamente na sua inserção e ocupação nos postos de trabalho brasileiros.

Com relação ao migrante, o coeficiente relacionado a essa variável só apresentou significância estatística no ano de 2010. Portanto, ser migrante nesse ano, aumentava a probabilidade de um indivíduo estar ocupado na ICS em 2 pontos percentuais, comparativamente a um nativo estar ocupado nesses mesmos setores. Além disso, constata-se que os homens possuíam maior probabilidade de estarem ocupados na ICS nos períodos intercensitários, comparativamente às mulheres.

---

<sup>7</sup> A variável migra não apresentou significância estatística no ano 2000.

Tabela 8 - Estimções do Modelo Probit para a probabilidade de ocupaço na industria, comercio ou servio no Brasil - 2000/2010

Coeficientes	2000	2010
	Estimativa	Estimativa
(Intercepto)	-12,361*** (0,005)	-13,959*** (0,007)
No branco	-0,187*** (0,002)	-0,167*** (0,003)
Migra	0,000 (0,003)	0,022*** (0,005)
Sexo (masculino)	0,304*** (0,002)	0,207*** (0,003)
Idade	0,002*** (0,000)	0,001*** (0,000)
Urbano	10,273*** (0,003)	0,933*** (0,004)
Chefe de domicilio	-0,035*** (0,002)	0,009** (0,003)
Estado civil (casado)	0,083*** (0,002)	0,071*** (0,003)
Fundcompmedinc	0,404*** (0,003)	0,308*** (0,004)
Medcompsupinc	0,465*** (0,003)	0,473*** (0,003)
Supcomp	0,122*** (0,007)	0,354*** (0,005)
Pobretrab	-0,155*** (0,004)	-0,332*** (0,006)
Previdencia	0,199*** (0,003)	0,158*** (0,003)
NO	0,020*** (0,004)	0,018*** (0,005)
SE	-0,131*** (0,003)	-0,176*** (0,003)
SU	-0,200*** (0,003)	-0,250*** (0,004)
CO	-0,158*** (0,004)	-0,131*** (0,005)

Fonte: elaboraço dos autores a partir de dados dos Censos Demograficos de 2000/2010. Significncia: \*\*\* significante a 1%; \*\* significante a 5%; \* significante a 10%.

No que se refere s questoes socioeconmicas, a probabilidade das pessoas que residiam nas reas urbanas estarem ocupadas na ICS no ano 2000 era de aproximadamente 103 pontos percentuais a mais, comparativamente aquelas que

residiam nas áreas rurais, e cerca de 93 pontos percentuais a mais no ano de 2010. Esse resultado era esperado, tendo em vista que nas áreas rurais as atividades são mais intensivas no setor agrícola. Outrossim, todos os níveis de escolaridade influenciavam positivamente na probabilidade de um indivíduo estar ocupado na ICS, em detrimento daqueles que não possuíam instrução ou tinham o ensino fundamental incompleto, em ambos os anos. Destaca-se a probabilidade dos indivíduos que possuíam ensino médio completo e superior incompleto com 47 pontos percentuais a mais, no ano 2000, e, em 2010, em relação aos menos escolarizados.

Ser pobre no trabalho reduzia a probabilidade de o indivíduo ser ocupado na ICS em 16 pontos percentuais no ano 2000 e em 33 pontos percentuais no ano de 2010, comparativamente a uma pessoa que não era pobre no trabalho. Adicionalmente, residir em um município da região Norte influenciava positivamente na probabilidade de estar ocupado na ICS, comparativamente a quem residia em um município da região Nordeste. Entretanto, morar em algum município das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste reduziam essa probabilidade.

No que se refere ao mercado de trabalho, os coeficientes das estimações apresentadas na Tabela 9<sup>8</sup> mostram que no ano 2000, a probabilidade de uma pessoa não branca ser assegurada por previdência social era de 20 pontos percentuais a menos, comparativamente aos indivíduos brancos. Em 2010, essa probabilidade reduz-se para 16 pontos percentuais. Ou seja, o não branco possuía menor probabilidade de ser assegurados por algum instituto oficial de previdência social em ambos os anos, ratificando os resultados encontrados por Silva (2013), onde constatou que os indivíduos brancos, independentemente do sexo, contribuem mais para a previdência social comparativamente as pessoas não brancas. A autora enfatizou que os negros são maioria entre os trabalhadores sem carteira assinada e que auferem rendimentos inferiores aos brancos, o que corrobora diretamente para baixa participação na contribuição da previdência social.

---

<sup>8</sup> As variáveis: NO e Urbano não apresentaram significância estatística no ano 2000 e nem em 2010, respectivamente.

Tabela 9 - Estimções do Modelo Probit para a probabilidade de ser assegurado por previdência social no Brasil - 2000/2010

Coeficientes	2000	2010
	Estimativa	Estimativa
(Intercepto)	-2,512*** (0,006)	-2,091*** (0,008)
Não branco	-0,209*** (0,003)	-0,160*** (0,003)
Migra	-0,134*** (0,004)	-0,117*** (0,005)
Sexo (masculino)	0,043*** (0,003)	0,052*** (0,003)
Idade	0,021*** (0,000)	0,019*** (0,000)
Urbano	0,079*** (0,003)	-0,003 (0,004)
Chefe de domicílio	0,138*** (0,003)	0,049*** (0,003)
Estado civil (casado)	0,237*** (0,003)	0,270*** (0,003)
Fundcompmedinc	0,352*** (0,003)	0,251*** (0,004)
Medcompsupinc	0,827*** (0,003)	0,571*** (0,004)
Supcomp	1,391*** (0,007)	1,181*** (0,005)
Pobretrab	-0,497*** (0,006)	-0,381*** (0,007)
ICS	0,176*** (0,003)	0,149*** (0,003)
NO	-0,007 (0,005)	-0,035*** (0,006)
SE	0,357*** (0,003)	0,236*** (0,004)
SU	0,529*** (0,004)	0,466*** (0,005)
CO	0,111*** (0,005)	0,058*** (0,006)

Fonte: elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos de 2000/2010.

Significância: \*\*\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5%; \* significativa a 10%.

Ser migrante influenciava negativamente na probabilidade de ser assegurado por algum instituto oficial de previdência social, em ambos os anos. No primeiro ano,

reduz-se em 13 pontos percentuais; e no último ano em análise, diminuiu em 12 pontos percentuais, comparativamente aos não migrantes. Por outro lado, os níveis de escolaridade impactaram positivamente na probabilidade de ser contribuinte de previdência social, sobretudo, para os indivíduos que possuíam ensino superior completo.

Ademais, a probabilidade de uma pessoa pobre no trabalho ser contribuinte de previdência social era de 50 pontos percentuais a menos no ano 2000, comparativamente a uma pessoa que era não pobre no trabalho. Em 2010, esse *gap* se reduz para 39 pontos percentuais. Além disso, a probabilidade dos ocupados na ICS serem contribuintes de previdência social era de 18 pontos percentuais a mais no primeiro ano; e, de 15 pontos percentuais a mais no último ano, comparativamente a um não ocupado nestes setores. Dentre as regiões, apenas os residentes da região Norte influenciavam negativamente na probabilidade de serem assegurados por previdência social, comparativamente aqueles que residiam em algum município da região Nordeste, em ambos os anos.

Na Tabela 10<sup>9</sup>, observa-se que o indivíduo não branco possui maior probabilidade de ser pobre no trabalho, comparativamente ao branco. No primeiro ano, a probabilidade era de 14 pontos percentuais a mais, e no último ano, era de 12 pontos percentuais a mais. Esse resultado era esperado, tendo em vista que a pobreza no trabalho é definida pela proporção dos indivíduos ocupados com baixos salários oriundos do trabalho. Portanto, como foi verificado em alguns trabalhos na literatura nacional (CAVALIERI; FERNANDES, 1998; SOARES, 2000; MATOS; MACHADO, 2006), os indivíduos não brancos, auferem rendimentos inferiores, comparativamente as pessoas brancas. Consequentemente, possuem maior probabilidade de serem pobres no trabalho.

---

<sup>9</sup> Todas as variáveis apresentaram significância estatística no ano 2000 e em 2010, respectivamente.

Tabela 10 - Estimções do Modelo Probit para a probabilidade de pobreza no trabalho no Brasil - 2000/2010

Coeficientes	2000	2010
	Estimativa	Estimativa
(Intercepto)	-0,181*** (-0,006)	0,029** (0,009)
Não branco	0,142*** (0,003)	0,115*** (0,004)
Migra	-0,085*** (0,005)	-0,104*** (0,008)
Sexo (masculino)	-0,440*** (0,003)	-0,471*** (0,004)
Idade	0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
Urbano	-0,428*** (0,003)	-0,498*** (0,004)
Chefe de domicílio	-0,237*** (0,004)	-0,152*** (0,004)
Estado civil (casado)	-0,103*** (0,003)	-0,083*** (0,004)
Fundcompmedinc	-0,343*** (0,005)	-0,258*** (0,006)
Medcompsupinc	-0,716*** (0,006)	-0,499*** (0,006)
Supcomp	-1,169*** (0,034)	-0,933*** (0,016)
Previdência	-0,505*** (0,006)	-0,391*** (0,006)
ICS	-0,179*** (0,003)	-0,313*** (0,005)
NO	-0,552*** (0,006)	-0,475*** (0,007)
SE	-0,658*** (0,004)	-0,687*** (0,005)
SU	-0,544*** (0,005)	-0,715*** (0,007)
CO	-0,707*** (0,006)	-0,783*** (0,009)

Fonte: elaboração da autora a partir de dados dos Censos Demográficos de 2000/2010.  
Significância: \*\*\* significante a 1%; \*\* significante a 5%; \* significante a 10%.

Por outro lado, a partir dos resultados dos Censos, verifica-se que ser migrante reduzia em 9 pontos percentuais a probabilidade de ser pobre no trabalho, no ano 2000; e, em 10 pontos percentuais, no ano de 2010, comparativamente aos

não migrantes. Esse resultado corrobora com os estudos empíricos realizados no âmbito nacional e internacional (CHISWICK, 1999; SANTOS JÚNIOR, 2002; FREGUGLIA, 2007; FREGUGLIA; PROCÓPIO, 2013; RONDON; LEITE; SOUZA, 2013; JULIÃO, 2014) nos quais se constataram que os migrantes, por constituírem um grupo positivamente selecionado, auferem maiores rendimentos em relação aos não migrantes, e dispõem de melhores condições socioeconômicas no mercado de trabalho brasileiro.

Residir na área urbana diminuía a probabilidade de ser pobre no trabalho em 43 pontos percentuais, comparativamente ao residente na área rural, no ano 2000. Em 2010, reduziu-se a probabilidade em 50 pontos percentuais. O resultado chama atenção, pois evidencia que a pobreza rural<sup>10</sup> no trabalho no país se eleva de um ano ao outro, comparativamente aos residentes em áreas urbanas.

Ademais, pelos resultados registra-se que na medida em que se elevam os níveis de escolaridade, reduz-se significativamente a probabilidade do indivíduo ser pobre no trabalho. Ou seja, analisa-se que há uma relação direta entre a pobreza no trabalho e os baixos níveis de escolaridade, o que corrobora com o resultado encontrado por Silva Filho (2017). O autor descreve que a educação é um importante condicionante para a superação da pobreza.

Analisa-se que a formalização do trabalho é fator substancialmente relevante para a redução da pobreza no trabalho, em ambos os anos. Além disso, constatou-se que estar ocupado na ICS e residir nas regiões Norte, Sudeste, Sul e Centro-oeste reduziam-se as chances de ser pobre no trabalho, em detrimento daqueles que estavam ocupados fora da ICS e que residiam no Nordeste, em ambos os anos.

Esses resultados evidenciam as desigualdades sociais no mercado de trabalho brasileiro e corroboram com as análises de que as atividades econômicas influenciam diretamente o nível de ocupação da mão de obra, assim como as características individuais e regionais determinam a remuneração e permanência nos postos de trabalho.

---

<sup>10</sup> Trata-se somente dos que se declararam ocupados, não estando aqui aposentados, pensionistas ou beneficiários de qualquer outro programa de transferência de renda que não esteja ocupado no mercado de trabalho.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo foi estudar a migração e a inserção laboral da população no mercado de trabalho brasileiro, comparando por raça/cor, tendo ainda várias outras variáveis de natureza socioeconômicas e demográficas como controle. Portanto, procurou-se analisar os impactos das mudanças nas variáveis explicativas (características individuais) sobre a probabilidade de migração e ocupação. Recorreu-se aos microdados dos Censos Demográficos dos anos 2000 e de 2010, considerando-se a migração intermunicipal e na categoria de data fixa.

Os resultados mais relevantes demonstram que houve um aumento dos migrantes de raça/cor não branca, sobretudo, do sexo feminino. Constatou também, que os migrantes intermunicipais apresentaram maiores níveis de escolaridade, comparativamente aos nativos, no ano 2000 e 2010. Ademais, a pobreza no domicílio e no trabalho era relativamente menor para os não naturais, comparativamente aos naturais, em ambos os anos.

No que concerne aos diferenciais de rendimentos, os migrantes auferiam, em média, maiores rendimentos em relação aos nativos, aumentando consideravelmente o diferencial quando comparado o primeiro ao último ano. Foi possível analisar também, que as mulheres eram mais escolarizadas que os homens, entretanto, auferiam rendimentos inferiores aos deles. Esse resultado contribui com as análises de que as características individuais influenciam diretamente nos diferenciais de rendimentos.

Com base nas estatísticas descritivas sobre a condição socioeconômica e demográfica da população no mercado de trabalho brasileiro, constatou-se que os migrantes brancos eram mais escolarizados, possuíam maiores vínculos formais e eram maioria ocupados na ICS, comparativamente aos migrantes não brancos. Estes por sua vez, eram mais pobres no domicílio, mais pobres no trabalho e auferiam rendimentos inferiores, em relação aos migrantes brancos, apesar dessas desigualdades terem se reduzido, embora levemente, quando comparado o ano de 2010 ao ano 2000.

Verificou-se, ainda, a partir do modelo *probit*, que as chances dos indivíduos não brancos serem migrantes intermunicipais eram maiores, comparativamente aos não migrantes; e, ao serem inseridos no mercado de trabalho possuíam menor probabilidade de estarem ocupados na ICS e de serem assegurados por algum

instituto oficial de previdência social. Contudo, possuíam maior probabilidade de serem pobres no trabalho.

Além disso, morar nas áreas urbanas aumentava a probabilidade de ser migrante, comparativamente aos que residiam nas áreas rurais. Também, residir em municípios das regiões Norte, Sudeste, Sul e Centro-Oeste aumentavam as chances de serem migrantes comparativamente aqueles que residiam em algum município da região Nordeste. Portanto, foi possível verificar que os migrantes são atraídos para as regiões que apresentam melhores condições socioeconômicas, tendo em vista que as atividades econômicas influenciam o nível de ocupação da mão de obra.

A partir dos resultados, é possível constatar que os não brancos se inserem de maneira mais precária no mercado de trabalho brasileiro, evidenciando as desigualdades sociais. Assim, as análises evidenciam que os atributos pessoais como escolaridade, sexo e raça/cor, configuram-se como determinantes na condição de ocupação, remuneração e permanência no mercado de trabalho brasileiro. Com efeito, faz-se, pois, necessárias ações afirmativas no sentido de reduzir as disparidades socioeconômicas entre os grupos sociais brasileiros e com isso promover maior igualdade no mercado de trabalho do país, fazendo com que os diferenciais, tanto na inserção quanto nos rendimentos sejam oriundos apenas de características não observáveis, eliminando-se, assim, os efeitos das características demográficas sobre as desigualdades de inserção e de renda no mercado de trabalho brasileiro.

## REFERÊNCIAS

BATISTA, N. N. F.; CACCIAMALI, M. C. Diferencial de salários entre homens e mulheres segundo a condição de migração. **Revista Brasileira de Estudos de População**. Rio de Janeiro, v. 26, n. 1, p. 97-115, jan./jun. 2009.

CARVALHO, H. E. F. de. **Migração, uma análise probit para o Brasil**. 2010. 36 p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Católica de Brasília. Brasília, 2010.

CAVALIERI, C.; FERNANDES, R. Diferenciais de salários por gênero e cor: uma comparação entre as regiões metropolitanas brasileiras. **Revista de economia política**, v. 18, n. 1, p. 69, 1998.

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

FREGUGLIA, R. da S. **Efeitos da migração sobre os salários no Brasil**. 2007. 126 p. Tese (Doutorado em Teoria Econômica) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

FREGUGLIA, R. da S.; PROCÓPIO, T. S. Efeitos da mudança de emprego e da migração interestadual sobre os salários no Brasil formal: evidências a partir de dados em painel. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 43, n. 2, agosto 2013.

GAMA, L. C. D.; HERMETO, A. M. Diferencial de ganhos entre migrantes e não migrantes em Minas Gerais. **Revista Brasileira de Estudos de População**. Belo Horizonte, v.34, n.2, p.341-366, maio/ago. 2017.

GAMA, L. C. D.; MACHADO, A. F. Migração e rendimentos no Brasil: análise dos fatores associados no período intercensitário 2000-2010. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 28, n. 81, p. 155-174, 2014.

JULIÃO, C. C. B. **Migração interna e seleção: evidências para o Estado de Pernambuco**. 2014. 56 p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Pernambuco, 2014.

LIMA, A. C. C.; SIMÕES, R.; HERMETO, A.M. Desenvolvimento regional, hierarquia urbana e condição de migração individual no Brasil entre 1980 e 2010. **EURE (Santiago)**, v. 42, n. 127, p. 29-54, 2016.

LIMA, A. C. da C.; OLIVEIRA, A. M. H. C.; SIMÕES, R. Migração e inserção no mercado de trabalho: uma abordagem multinomial para a população economicamente ativa do Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 39., 2011, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu, Paraná, 2011.

LIMA, L. C.; VALE, A. L. F. Migração e mudança social: influência do migrante do sertão nordestino no Norte do Brasil. **Revista Scripta Nova**, v. 82, n. 94, 2001.

MARTINS, T. C. S. O negro no contexto das novas estratégias do capital: desemprego, precarização e informalidade. **Serv. Soc. Soc.**, São Paulo, n. 111, p. 450-467, jul./set. 2012.

MATOS, R. S.; MACHADO, A. F. Diferencial de rendimentos por cor e sexo no Brasil (1987-2001). **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 5-27, junho 2006.

RAMALHO, H. M. B. **Migração Rural-Urbana no Brasil: Determinantes, Retorno Econômico e Inserção Produtiva**. 2008. 200 p. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco. Recife-PE, 2008.

RODRIGUES, K. C. T. T. et al. Diferença salarial segundo a condição de migração e sexo na Bahia. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 14, n. 2, p. 181-195, 2015.

RODRIGUES, K. C. T. T. et al. Diferencial salarial segundo a condição de migração e gênero nos estados da região sul do Brasil. **Economia & Região**, Londrina (PR), v.4, n.1, p.7-23, jan./jun. 2016.

RONDON, I. R. C.; LEITE, S. C. F.; SOUZA, R. F. Migração e Seleção: Um estudo sobre os migrantes interestaduais brasileiros para os anos de 2000 e 2010. **Revista Debate Econômico**, v. 1, n. 2, p. 5-27, 2013.

SANTOS JÚNIOR, E. R. **Migração e seleção**: o caso do Brasil. 2002. 56 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Pós-graduação em Economia - EPGE, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2002.

SILVA FILHO, L. A. **Migração: inserção socioeconômica, condição de atividade e diferenciais de rendimentos no Brasil**. 2017. 130 p. Tese (Doutorado em Economia) - Instituto de Economia, Universidade estadual de Campinas, 2017.

SILVA FILHO, L. A.; RESENDE, G. M. Migração intermunicipal e seleção no Nordeste: evidências empíricas no período intercensitário. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 16., 2018, Caruaru, PE. **Anais...** Caruaru- PE, 2018.

SILVA FILHO, L. A.; SANTOS, J. M.; SIQUEIRA, R. M. Diferenciais de rendimentos do trabalho entre migrantes e não migrantes no Ceará. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 16., 2018, Caruaru, PE. **Anais...** Caruaru, PE, 2018.

SILVA, T. D. Panorama social da população negra. In: SILVA, T. D.; GOES, F. L. (orgs.). **Igualdade racial no Brasil**: reflexões no ano internacional dos afrodescendentes. Brasília: Ipea, p. 13-28, 2013.

SILVA, Y. C. L.; SILVA FILHO, L. A.; CAVALCANTI, D. M. Migração, seleção e diferenciais de renda na região Norte do Brasil em 2010. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS DA POPULAÇÃO, 20., 2016, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu, Paraná, 2016.

SOARES, S. S. D. **O perfil da discriminação no mercado de trabalho**: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Brasília: Ipea, nov. 2000 (Texto para Discussão, n. 769).