

INSERÇÃO PRODUTIVA FEMININA E MIGRAÇÃO NO BRASIL PÓS-2000

YASMIN MUSSALEM HADDAD*
ANA CAROLINA DA CRUZ LIMA†

Resumo

O artigo analisa a participação das mulheres nos fluxos migratórios brasileiros para compreender se a efetivação do deslocamento é capaz de minimizar os efeitos adversos da segmentação por sexo e cor existente no mercado de trabalho. A base de dados utilizada é a PNAD/IBGE (2002/2015). Os resultados para as equações de determinação salarial, com controle de seleção amostral, demonstram que fatores como sexo, cor, condição de migração, chefia domiciliar, escolaridade e formalização influenciam os retornos salariais. Observa-se que a segmentação por sexo e cor está associada a retornos salariais negativos para mulheres pretas e pardas migrantes.

Palavras-chave: migração feminina; segmentação laboral; retornos salariais; vulnerabilidade.

Abstract

The paper analyzes women participation in Brazilian migration flows after 2000 to understand whether the displacement is capable to minimize the adverse effects of sex and color segmentation in labor market. Wage equations are estimated, considering sample selection bias controls, using data from PNAD/IBGE (2002/2015). The results show that factors such as sex, color (race), migration status, household head, education and formal job have important impacts on wage returns. More specifically, sex and color segmentation in labor market are related to negative wage returns to migrant black and brown women.

Keywords: women migration; non-labor discrimination; wage returns; vulnerability.

JEL classification: J16, J15

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/issn.1980-5330.v27i2p173-199>

* Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia. E-mail: yasmin.haddad@ppge.ie.ufrj.br

† Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia. E-mail: ana.lima@ie.ufrj.br

1 Introdução

A participação feminina em fluxos migratórios tem apresentado alterações quantitativas e qualitativas em escala global (FARIA; FERREIRA; PAULA, 2019). Ela pode ser observada no caso de mulheres que se inserem em fluxos do tipo Sul-Norte, como no caso das mexicanas e latinas que migram para os Estados Unidos e mulheres da América do Sul que migram para países europeus, como Espanha, Portugal e Itália, bem como entre os próprios países da América Latina (por exemplo, nicaraguenses na Costa Rica, colombianas no Equador e paraguaias no Brasil).

Essas migrantes, geralmente, se inserem nas regiões de destino em atividades de serviços, relacionadas, por exemplo, à Economia dos cuidados, setor estereotipado como feminino e que engloba serviços domésticos e os cuidados com idosos e crianças (ILO, 2018). A demanda por mulheres migrantes nesses setores pode estar associada à segmentação do trabalho por sexo e à discriminação laboral, visto que esses postos normalmente possuem baixa remuneração e proteção social (SASSEN, 2002; PARELLA RUBIO, 2005; DUTRA, 2013; KING-DEJARDIN, 2019).

Dada essa tendência internacional, que inclui migrantes brasileiras, o objetivo é verificar se esse processo é válido para as migrações internas no Brasil no período 2002/2015. Isto é, procura-se verificar se aumentou a participação feminina nos deslocamentos internos e se a inserção produtiva dessas migrantes se concentra em postos de baixa qualificação e proteção, o que pode gerar retornos salariais negativos. Em adição, busca-se analisar como o *status* de migrante pode afetar os salários dessas trabalhadoras. Mais especificamente, pretende-se compreender como distintas características não-produtivas das migrantes (cor/raça) afetam sua inserção produtiva. Questiona-se: a migração, em geral compreendida como um processo que melhora as condições de renda e ocupacionais dos migrantes, é capaz de reduzir a situação de vulnerabilidade vivenciada por mulheres pretas e pardas nos mercados de trabalho brasileiros?

O artigo possui quatro seções, além desta introdução. A primeira faz um breve resumo da literatura a respeito da migração feminina e da importância das interseções entre cor e gênero para esse processo. A segunda seção apresenta a base de dados e a metodologia. A terceira seção foca em compreender a inserção das migrantes brasileiras no mercado de trabalho por meio da análise descritiva dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), entre 2002 e 2015 (são analisadas características não produtivas da amostra, indicadores de educação, ocupacionais e de rendimento). Além disso, são discutidos os resultados dos modelos de determinação salarial, propostos por Mincer (1974), para dois anos específicos, a saber 2002 e 2015. A existência de possível viés de seleção é considerada na análise, logo, é realizado o ajuste de duas etapas recomendado por Heckman (1979). O objetivo do exercício é mensurar a variação salarial resultante da condição de migração, usando distintas variáveis produtivas e não produtivas (cor, sexo, setor de atividade, indicadores ocupacionais e educacionais) como controle. Em seguida são realizadas as considerações finais.

2 Migração do trabalho: aspectos teóricos relacionados à participação feminina

O estudo da migração feminina tem se tornado, cada vez mais, um tema relevante. O aumento e participação intensa das mulheres nos fluxos migratórios demandam uma análise específica sobre a inserção feminina na migração. Em especial a partir dos anos 1970, a relação entre migração e gênero passou a ganhar mais destaque. As teorias tradicionais tendem a conceber a migração como um processo neutro do ponto de vista do sexo, visto que são indivíduos ou famílias representativas que optam por fazer parte do circuito migratório (STARK; BLOOM, 1985; STARK; TAYLOR, 1991). Minimizam, assim, as distintas causas, consequências, repercussões e motivações que o processo implica para homens e mulheres. Uma explicação possível residiria no fato de que as mulheres migram, muitas vezes, para realizar trabalhos considerados improdutivos (serviços domésticos, cuidados com crianças) ou ilegais (prostituição), que não se encaixam na definição de migração por trabalho (*labor migration*) e, conseqüentemente, não seriam abarcados pelas explicações tradicionais (DONATO *et al.*, 2006; MOROKVAŠIĆ, 2015). Outra possibilidade se encontraria nas relações de poder e hierarquia sexual, tradicionalmente ignoradas.

Diversos estudos (MOROKVAŠIĆ, 1984; SASSEN, 2002; PESSAR; MAHLER, 2003; DONATO *et al.*, 2006) questionaram essas limitações. Propuseram-se a elaborar interpretações sobre o processo que incorporassem as mulheres como agentes ativas, não mais as relegando ao papel de acompanhantes ou secundárias. Argumentam que o estudo dos processos migratórios não deve ser interpretado como neutro em relação ao gênero/sexo (*gender-blind* ou *gender-neutral*). Isto é, entende-se que o processo possui diferentes características e motivações para homens e mulheres, que precisam ser incorporadas à análise (HONDAGNEUSOTELO, 2011).

Boyd e Grieco (2003) e Peres e Baeninger (2012) questionam o argumento que relaciona a menor probabilidade de migração das mulheres às suas obrigações como mães e donas de casa, o que tornaria o custo de migrar mais elevado que seus ganhos. Nessa visão, os homens são, predominantemente, agentes móveis e chefes de lar, enquanto as mulheres teriam baixa propensão a migrar por estarem associadas ao lar e à criação dos filhos. Essa seria considerada uma justificativa suficiente para entender as mulheres como menos móveis, mesmo que, por exemplo, Ravenstein (1885), ao estabelecer as “Leis da Migração”, tenha teorizado que as mulheres possuem maior mobilidade a curtas distâncias. Nesse sentido, as autoras apontam que as associações de gênero com determinados estereótipos justificariam uma decisão supostamente racional. Destaca-se também o papel do gênero como uma estrutura de poder nas relações, que afeta os migrantes. Estes muitas vezes se tornam conscientes da natureza relacional e contextual do gênero ao buscarem atender às expectativas de identidade e comportamento do lugar de destino, que podem ser bastante distintas daquelas do lugar de origem (DONATO *et al.*, 2006; PESSAR; MAHLER, 2003).

Boyd e Grieco (2003) apontam algumas limitações das teorias migratórias que conceituam o fenômeno como uma decisão familiar de maximização de recursos e/ou minimização de riscos. As autoras interpretam que existe uma falha nesse argumento: as decisões familiares não são, necessariamente, decisões unificadas e nem igualmente benéficas para todos os membros. Se consideradas as relações de poder e hierarquia doméstica, torna-se evidente que os

interesses de homens e mulheres não necessariamente serão coincidentes.

Independentemente da razão pela qual as teorias da migração do trabalho negligenciam a participação feminina, esta é importante para o desenvolvimento econômico. [Sassen \(2002\)](#) aponta que existem diversos circuitos globais que incorporam cada vez mais mulheres migrantes. Famílias, comunidades e governos dependem de suas contribuições para a sua dinâmica. Assim, ressalta-se a necessidade de estudar as mulheres como sujeitos ativos do fenômeno migratório. O primeiro passo para uma análise migratória sob a perspectiva de gênero é o estudo dos diferenciais entre homens e mulheres ao longo do processo migratório. Tal forma de exame traria à tona a equidade entre os agentes da migração, visto que as distintas experiências dos migrantes – sociais, políticas, econômicas, culturais – apresentam diferenciais por sexo ([PERES; BAENINGER, 2012](#)).

Para [Morokvašić \(2015\)](#), a abordagem que trata simultaneamente de migração e sexo trás, gradualmente, novas formas de compreensão da migração. Esse enfoque abre, na visão da autora, novos caminhos para entender quem migra, como e porque alguns têm sua mobilidade limitada e outros não, quais trabalhos são considerados relevantes, quais são ignorados, entre outras questões.

Portanto, importa entender como as mulheres se distinguem dos homens no contexto migratório: as mulheres são mais ou menos móveis que os homens? Como as mulheres em geral se adaptam aos mercados de trabalho locais, ou seja, qual a magnitude das diferenças salariais e de ocupação que atingem homens e mulheres?

2.1 Interseções de gênero e cor

Evidenciada a importância de analisar as mulheres como agentes ativas da migração, é interessante compreender suas distinções, por exemplo, por grupos de cor. A interseccionalidade é entendida como uma forma de associação múltipla de distintas discriminações, que interagem entre si. Essa interação possui consequências e trata mais especificamente de como diferentes formas de discriminação e segregação criam desigualdades que geram estruturas hierárquicas para os indivíduos com base em sua cor, etnia, condição econômica etc. ([CRENSHAW, 2002](#)).

Para [Hamilton \(2015\)](#), a disparidade de gênero na migração mascara uma heterogeneidade no risco de migrar entre homens e mulheres. Essa heterogeneidade possivelmente interage com outros fatores (como nível de educação, situação econômica e cor), gerando riscos distintos para cada grupo. Ou seja, não só homens e mulheres possuem em média riscos desiguais relacionados à migração, mas essa disparidade ocorre entre indivíduos com características sociais distintas dentro um mesmo grupo.

Nesse sentido, a articulação entre os processos de discriminação de gênero e racial pode tornar a posição das migrantes particularmente vulnerável. A literatura aponta a existência de segregação e exclusão dos migrantes, especialmente mulheres, nos mercados de trabalho, fazendo com eles sejam muitas vezes forçados a trabalhar em determinados nichos ocupacionais ([LISBOA, 2007](#); [KING-DEJARDIN, 2019](#)). Atributos e representações de gênero e raça combinados contribuiriam para empregar a maioria dos migrantes em posições precárias e de baixa remuneração na agricultura, construção, manufatura e serviços, principalmente trabalho doméstico, enfermagem e prestação

de cuidados –as mulheres estariam concentradas nos três últimos grupos, em especial as pretas e pardas. Ou seja, os migrantes em geral se inserem em trabalhos de alta vulnerabilidade, principalmente as mulheres (SASSEN, 2002; LISBOA, 2007; MOROKVAŠIĆ, 2015). Assim, a inserção laboral das migrantes na região de destino é uma questão importante a ser analisada.

Salienta-se a posição vulnerável e precária das migrantes pretas e pardas, que podem ser submetidas a uma tripla discriminação: podem ser segregadas por seu *status* de migrantes; podem desempenhar ocupações “tipicamente femininas”, em geral de menor remuneração e proteção social; e podem ser submetidas ao racismo. Consequentemente, são mais segregadas que mulheres brancas.

França (2012) compreende que um passo fundamental nas análises sobre a migração é tentar identificar, interpretar e compreender as causas para as assimetrias entre ambos os sexos e as diferenças entre os distintos grupos de mulheres. Ressalta a necessidade de repensar os motivos pelos quais as mulheres migram, as consequências da migração feminina sobre as localidades de origem e destino e suas implicações para as relações de gênero.

Em se tratando especificamente do caso das migrantes brasileiras no cenário internacional, a interação entre gênero, cor e nacionalidade está associada a um estereótipo que afeta significativamente sua inserção no mercado de trabalho. Nos países do Sul Europeu, como Portugal e Itália, as brasileiras são representadas recorrentemente pela mídia como sexualizadas e eróticas. Nesse sentido, independentemente da cor, as brasileiras são estereotipadas como mulatas e mestiças (FRANÇA, 2012; PISCITELLI, 2008). Nos Estados Unidos, outro estereótipo está relacionado à docilidade e submissão voltada ao trabalho doméstico. Essa construção não possui somente consequências sociais, mas está intrinsecamente ligada às oportunidades que as migrantes encontram nos mercados de trabalho do país de destino. Assim, as migrantes brasileiras são atreladas a serviços de cuidados com o lar, crianças ou idosos, ou à indústria sexual. Estas são, em geral, ocupações de menor remuneração e segurança social (*ibidem*).

Nesse sentido, interessa analisar o quanto essas interseções são válidas para as migrantes brasileiras no próprio Brasil. Isto é, o quanto a cor e o nível de instrução das migrantes as condicionam a determinadas ocupações quando os deslocamentos ocorrem no âmbito interno? Como essas desigualdades podem ser percebidas por meio de distintos indicadores para desigualdade – renda, ocupação ou inatividade? A migração é capaz de gerar melhores condições de vida e trabalho para as mulheres pretas e pardas no Brasil?

3 Base de dados e metodologia

3.1 Base de dados

Para traçar o perfil das migrantes no Brasil e identificar seu padrão de inserção nos mercados de trabalho das localidades de destino, são analisados os microdados da PNAD, fornecidos pelo IBGE (2021), para o período 2002-2015 (exceto 2010, ano censitário).

A PNAD é uma pesquisa amostral focada nas características gerais da população e informações sobre educação, trabalho, rendimento e habitação. Além disso, possibilita a captação dos fluxos migratórios entre Unidades da Federação e outros dados sobre migração. Ressalta-se que as informações da

PNAD são coletadas após a efetivação do deslocamento, logo, seu uso não permite que sejam realizadas inferências e comparações diretas entre a situação ocupacional e de renda dos indivíduos antes (na região de origem) e após a migração (na região de destino). Em outras palavras, a inexistência de quesitos específicos relacionados às mudanças efetivas na forma de inserção ocupacional e produtiva das migrantes, respectivamente, nas regiões de origem e destino requer cautela para a interpretação dos resultados obtidos, visto que existem limitações para captar toda a complexidade do fenômeno em estudo.

O critério “última etapa” é utilizado para definir a condição de migração individual. Os quesitos “lugar de residência na data de referência da pesquisa” e “tempo de residência nesta localidade” são combinados para definir quem são os migrantes. Assim, migrante é o indivíduo que reside há no máximo 04 anos na UF de realização da pesquisa, independentemente de seu local de nascimento. Ademais, ao considerar o desenho amostral da PNAD e sua limitada desagregação espacial, optou-se por não realizar recortes dos movimentos migratórios segundo regiões de origem. Simultaneamente, ciente da influência das expressivas heterogeneidades regionais brasileiras para a composição desses deslocamentos, optou-se por introduzir uma variável indicadora de residência em região metropolitana na data de realização da pesquisa, ou seja, na região de destino, para captar, em alguma medida, a complexidade relacionada à efetiva inserção produtiva das migrantes em seu novo contexto social. Nos grandes centros urbanos metropolitanos geralmente existem mais oportunidades de trabalho e rendimento, todavia, a efetiva inserção no mercado de trabalho está relacionada à adequação do perfil das migrantes à estrutura produtiva local.

Ressalta-se que foram realizados os seguintes recortes para diminuir o grau de heterogeneidade amostral: (i) foram mantidos na base indivíduos com idade entre 15 e 65 anos, pois o interesse é analisar a inserção produtiva; (ii) indivíduos que se declaram indígenas e amarelos foram excluídos em virtude de sua pequena participação no total da amostra; e (iii) foram excluídos indivíduos residentes em domicílios improvisados, coletivos ou sem chefe.

A Tabela 1 apresenta a composição amostral por ano e a evolução da proporção dos migrantes durante o período analisado. Observa-se uma redução da importância relativa dos migrantes. Essa tendência pode estar relacionada ao aumento da incerteza referente às possibilidades de inserção produtiva em um contexto de retração da atividade econômica, conforme salientam [Lima, Simões e Hermeto \(2016\)](#).

3.2 Metodologia

Pretende-se mensurar os determinantes salariais no Brasil entre 2002 e 2015. Ênfase especial é concedida à influência da condição de migração, sexo e cor dos indivíduos, pois o objetivo é testar a existência de retornos salariais negativos para mulheres migrantes pretas e pardas. São utilizados indicadores ocupacionais, de atividade e educacionais como variáveis de controle. O exercício é realizado por meio de um modelo de regressão com base na equação de determinação salarial proposta por [Mincer \(1974\)](#), considerando o viés de seleção amostral (relacionado, inclusive, à segmentação existente nos mercados de trabalho). A estimação será realizada pelo ajuste de duas etapas proposto por [Heckman \(1979\)](#) para viés de seleção amostral.

Tabela 1: Composição amostral

	Não migrantes		Migrantes		Amostra
2002	240 091	95,4%	11 679	4,6%	251 770
2003	241 589	95,4%	11 646	4,6%	253 235
2004	251 927	95,6%	11 521	4,4%	263 448
2005	258 966	95,6%	11 990	4,4%	270 956
2006	262 532	95,9%	11 357	4,1%	273 889
2007	257 533	96,0%	10 609	4,0%	268 142
2008	253 341	95,9%	10 943	4,1%	264 284
2009	260 265	96,0%	10 917	4,0%	271 182
2011	236 079	96,0%	9 775	4,0%	245 854
2012	238 924	95,9%	10 169	4,1%	249 093
2013	240 082	96,1%	9 796	3,9%	249 878
2014	241 404	96,1%	9 876	3,9%	251 280
2015	239 078	96,5%	8 610	3,5%	247 688

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD (2002 a 2015).

É importante destacar que a equação minceriana de determinação de salários é a base de uma ampla literatura empírica. Por exemplo, segundo [Reis e Machado \(2016\)](#), a magnitude da relação entre nível de escolaridade e salários tem sido amplamente estudada a partir da proposta de [Mincer \(1974\)](#). A equação salarial é capaz de mensurar diferenciais salariais e os retornos proporcionados por determinadas características individuais, como escolaridade, condição de migração, realizando, simultaneamente, o controle de características observáveis e não observáveis. A análise é extremamente interessante para a problemática proposta devido às especificidades observadas entre grupos. Será possível determinar em que medida a segmentação laboral por sexo e cor tem afetado negativamente o rendimento do trabalho de mulheres pretas e pardas, bem como se o retorno positivo da migração persiste para esse grupo.

A equação de determinação salarial é descrita pela fórmula 1:

$$\ln\left(\frac{\text{salrio}}{\text{hora}}\right) = \beta_1 + \beta_2 \text{mulher}_i + \beta_3 \text{branca}_i + \beta_4 \text{idade}_i + \beta_5 \text{exp_prof}_i + \beta_6 \text{chefe}_i + \beta_7 \text{grupeduc}_i + \beta_8 \text{migrante}_i + \beta_9 \text{metropolitana}_i + \beta_{10} \text{formal}_i + \beta_{11} \text{dummies de controle}(\text{grupativ}, \text{grupocup e interaes})_i + \epsilon_i \quad (1)$$

As variáveis utilizadas na análise, todas construídas a partir dos microdados da PNAD, estão descritas na Tabela 2. Na equação (1), ϵ_i representa o erro aleatório com $i = 1, 2, 3, \dots, n$. Serão estimados 05 modelos com configurações específicas: Modelo 01 com *dummies* para grupos de atividade econômica¹, Modelo 02 com *dummies* para grupos de ocupação² e Modelos 03, 04 e 05 com

¹Grupos de atividade: agrícola, indústria de transformação, outras indústrias, construção, comércio, alojamento, transporte, administração pública, educação e saúde, serviços domésticos e outros serviços.

²Grupos de ocupação: dirigentes em geral, profissionais das ciências e das artes, técnicos de nível médio, trabalhadores de serviços administrativos, trabalhadores dos serviços, vendedores

Tabela 2: Descrição das variáveis

Variável	Nome	Descrição
ln_sal_hora	Salário por hora	Logaritmo natural do salário por hora do trabalhador.
mulher	Sexo feminino	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se mulher e 0 caso contrário.
branca	Cor branca	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se o indivíduo é branco e 0 caso contrário.
idade	Idade	Idade em anos.
exp_prof	Experiência profissional	<i>Proxy</i> para experiência profissional, que é igual ao quadrado da idade do indivíduo.
chefe	Responsável pelo domicílio	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se o indivíduo é o responsável pelo domicílio e 0 caso contrário.
migrante	Condição de migração	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se migrante e 0 caso contrário. O critério de migração é o tempo de residência na UF (no máximo 04 anos).
grupeduc_0a3	Grupo de escolaridade 0 a 3 anos.	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.
grupeduc_4a7	Grupo de escolaridade 4 a 7 anos.	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.
grupeduc_8a10	Grupo de escolaridade 8 a 10 anos.	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.
grupeduc_11a14	Grupo de escolaridade 11 a 14 anos.	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.
grupeduc_15	Grupo de escolaridade 15 ou mais	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.
metropolitana	Área Metropolitana	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se reside em área metropolitana e 0 caso contrário.
formal	Emprego formal	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.
grupativ	Grupos de atividade	Conjunto de variáveis <i>dummies</i> indicadoras dos setores de atividade econômica.
grupocup	Grupos de ocupação	Conjunto de variáveis <i>dummies</i> indicadoras dos grupos ocupacionais.
domestico	Trabalho doméstico	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.
mulher_pparda	Mulher preta e parda	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.
mulher_pparda_grupeduc_0a3	Mulher preta e parda com baixa escolaridade	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

a inclusão de variáveis de interações entre sexo, cor, escolaridade e condição de migração.

A análise dos determinantes salariais necessita incluir o controle de seleção amostral. Heckman (1979) discute o viés resultante do uso de amostras não aleatórias para estimar relações comportamentais. Segundo o autor, o viés de seleção amostral pode resultar de duas questões: a auto seleção pelos indivíduos que são analisados ou as decisões de seleção feitas pelos analistas. Ele exemplifica que ao considerar um migrante que opta entre um número de distintas possibilidades de local de destino, se a regra de auto seleção é migrar para a região com maior renda, a função de regressão será caracterizada pela mesma regra e poderá não representar uma estimativa confiável dos rendimentos (HECKMAN, 1979). Assim, comparações entre salários de migrantes e não-migrantes resultam em um viés de estimação.

Para tratar essa questão, os parâmetros do modelo de determinação salarial serão estimados por intermédio do modelo de seleção amostral de Heckman em dois estágios. O modelo permite o uso de uma combinação de técnicas simples de regressão (como os Mínimos Quadrados Ordinários) para estimar funções comportamentais livres do viés de seleção no caso de amostras não aleatórias.

O modelo econométrico estimado assume, inicialmente, que as variáveis apresentam uma relação linear. A forma funcional é definida como:

$$\ln(w_{it}) = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

Na qual $\ln(w_{it})$ é o logaritmo do salário por hora (rendimento do trabalho principal/horas trabalhadas), X é um vetor de características individuais produtivas e não produtivas, μ é o termo de erro.

Em seguida, inclui-se uma variável de migração, que indica a condição de migração individual. Logo, o modelo será especificado como:

$$\ln(w_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1 X_{it} + \gamma_2 M_{it} + u_{it} \quad (3)$$

Espera-se que, devido ao viés de seleção, o termo de erro seja correlacionado com a condição de migração, ou seja, que existam características não observáveis que afetem tanto os salários quanto a probabilidade de migrar.

A equação anterior não pode ser estimada diretamente por MQO visto que M é uma variável relacionada ao logaritmo do salário, ou seja, a decisão de migrar é tomada com base nos ganhos esperados. Para contornar tal problema, recorre-se à correção de Heckman (1979). Para a primeira etapa da correção, é utilizado um modelo *probit* para estimar a Razão Inversa de Mills (λ_{it}) (sua significância estatística indicará a importância -ou não- de realizar o controle de viés de seleção amostral). A Razão Inversa de Mills pode ser escrita como $\lambda_i = (\varphi(Z_i))/(1 - \phi(Z_i))$, onde φ e ϕ são, respectivamente, a função densidade e a função distribuição para uma variável normal padrão e Z_i é uma variável latente relacionada à condição de migração (HECKMAN, 1979). Em seguida, a razão inversa de Mills é incluída na equação:

$$\ln(w_{it}) = \alpha X_{it} + \beta M_{it} + \gamma \lambda_{it} + z_{it} \quad (4)$$

e prestadores dos serviços do comércio, trabalhadores agrícolas, trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção e membros das forças armadas e auxiliares.

Tabela 3: Estatísticas descritivas (variáveis selecionadas)

	2002				2015			
	Média	D-P	Min.	Max.	Média	D-P	Min.	Max.
ln_sal_hora	2,83	1,27	0,00	8,76	3,39	1,17	0,00	10,31
mulher	0,53	0,50	0,00	1,00	0,52	0,50	0,00	1,00
branca	0,49	0,50	0,00	1,00	0,41	0,49	0,00	1,00
idade	34,53	13,63	15,00	65,00	37,35	14,20	15,00	65,00
chefe	0,36	0,48	0,00	1,00	0,39	0,49	0,00	1,00
grupeduc_0a3	0,23	0,42	0,00	1,00	0,13	0,34	0,00	1,00
grupeduc_4a7	0,31	0,46	0,00	1,00	0,21	0,41	0,00	1,00
grupeduc_8a10	0,19	0,39	0,00	1,00	0,21	0,41	0,00	1,00
grupeduc_11a14	0,22	0,41	0,00	1,00	0,34	0,48	0,00	1,00
grupeduc_15	0,05	0,22	0,00	1,00	0,10	0,30	0,00	1,00
migrante	0,05	0,21	0,00	1,00	0,03	0,18	0,00	1,00
metropolitana	0,39	0,49	0,00	1,00	0,37	0,48	0,00	1,00
formal	0,42	0,49	0,00	1,00	0,56	0,50	0,00	1,00
Setor de Atividade (participação >10%)								
agricola	0,18	0,38	0,00	1,00	0,13	0,34	0,00	1,00
ind_transf	0,14	0,35	0,00	1,00	0,13	0,33	0,00	1,00
comercio	0,19	0,39	0,00	1,00	0,21	0,41	0,00	1,00
educ_saude	0,10	0,30	0,00	1,00	0,12	0,32	0,00	1,00
serv_domes	0,10	0,30	0,00	1,00	0,08	0,27	0,00	1,00
Ocupação (participação >10%)								
trab_serv	0,21	0,41	0,00	1,00	0,20	0,40	0,00	1,00
vendedores	0,11	0,31	0,00	1,00	0,11	0,31	0,00	1,00
trab_producao	0,25	0,43	0,00	1,00	0,26	0,44	0,00	1,00
trab_agric	0,18	0,38	0,00	1,00	0,13	0,34	0,00	1,00

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD (2002/2015).

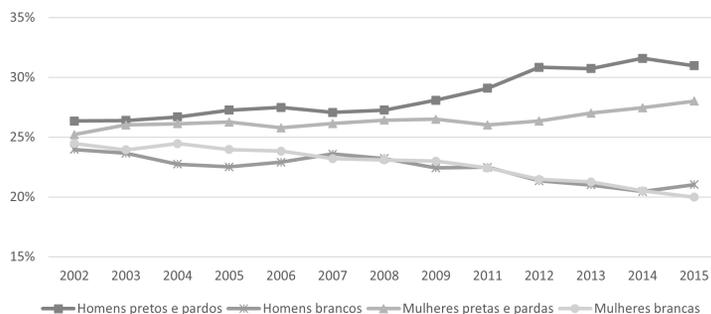
na qual X é um vetor de características produtivas e não produtivas, M é a variável indicadora de migração, λ é a Razão Inversa de Mills³ e z é o termo de erro. Essa equação pode ser estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). As variáveis utilizadas são aquelas descritas na Tabela 1, cujas estatísticas descritivas podem ser visualizadas na Tabela 3.

4 Resultados e discussão

4.1 Migração feminina e inserção produtiva

Segundo os critérios estabelecidos para a análise, as mulheres representam em média 49,1% dos migrantes entre 2002 e 2015. Há indícios de que a seletividade por sexo, que havia diminuído na primeira metade da década de 2000, voltou a se expandir, pois apesar da estabilidade da razão entre homens e mulheres migrantes, os dados recentes indicam um pequeno aumento da participação masculina (especialmente após a deflagração da crise fiscal e econômica em 2014). Para uma análise mais específica, a Figura 1 traça um perfil dos migrantes por cor/raça. Observa-se um aumento da participa-

³A Razão Inversa de Mills (RIM) é incorporada à equação salarial como variável explicativa para controlar a endogeneidade, ou seja, a parte do termo de erro pela qual a decisão de migrar influencia o salário individual. Se a RIM for significativa, há viés de seleção amostral (a decisão de migrar influencia os salários, ou seja, fatores não mensurados que afetam a migração também elevam os salários). Logo, a correção deve ser aplicada para que as estimativas dos parâmetros sejam consistentes e não viesadas (HECKMAN, 1979).

Figura 1: Proporção de migrantes por sexo e cor (Brasil, 2002-2015)

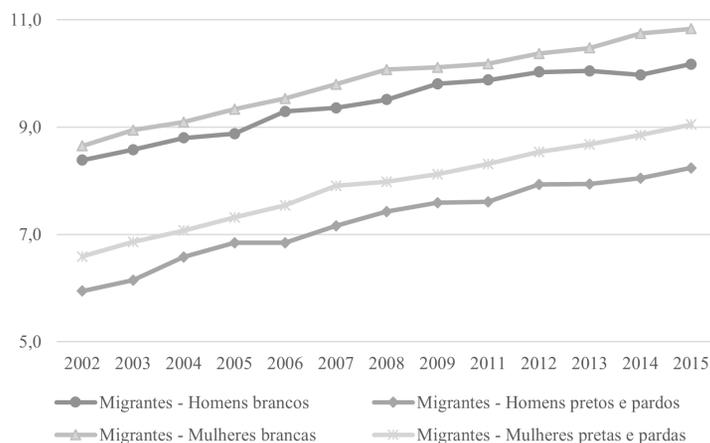
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD (2002 a 2015).

ção relativa de homens e mulheres pretos e pardos (respectivamente, 05 e 03 p.p.). A análise descritiva parece indicar a redução da seletividade por cor, característica historicamente observada nas principais trajetórias migratórias brasileiras (LIMA; SIMÕES; HERMETO, 2016).

Entre os migrantes, houve uma expansão significativa (aproximadamente 13 p.p.) da proporção de mulheres chefes de domicílio (de 21% em 2002 para 33,6% em 2015), com média um pouco inferior àquela observada para as não migrantes (27,4% versus 31,8%, respectivamente). Ou seja, apesar de os homens continuarem a desempenhar majoritariamente essa função (proporção média igual a 72,6% para migrantes e 68,2% para não migrantes), é inegável o aumento da quantidade de domicílios chefiados por mulheres no Brasil, fenômeno provavelmente relacionado à dinamização da inserção produtiva feminina. Esse aumento ajuda a sustentar a ideia de que as mulheres participam mais ativamente da decisão de migrar (ou não) e desempenham cada vez menos papel secundário ou passivo (DONATO *et al.*, 2006; HONDAGNEU-SOTELO, 2011).

As migrantes brancas possuem os maiores níveis de educação entre os grupos analisados, durante todo o período (Figura 2). Além disso, as migrantes são mais escolarizadas que suas contrapartes masculinas da mesma cor/raça e os migrantes, à exceção dos homens pretos e pardos, são tão ou mais escolarizados que os não migrantes. Hamilton (2015) sugere que a discriminação laboral sofrida por mulheres no mercado de trabalho das suas regiões de origem as faz perceber maiores retornos sobre o seu capital humano ao migrar para o local de destino. Esta seria uma explicação possível para o nível educacional mais alto das migrantes.

Ressalta-se que a proporção de migrantes (mulheres e homens) da mesma cor/raça com 15 ou mais anos de escolaridade permanece bastante próxima entre 2002 e 2012, momento em que a proporção de migrantes altamente escolarizadas começa a crescer em relação aos homens. Há enorme disparidade nessa porcentagem entre migrantes de distintas cores/raça. Por exemplo, as mulheres brancas com 15 ou mais anos de escolaridade representavam aproximadamente 8 pontos percentuais a mais que as pretas e pardas em 2002 (11,5% versus 3,6%); em 2015 essa distância aumentou para 16 p.p. (26,1% versus 9,9%). A porcentagem de migrantes brancos - independentemente do sexo - com 15 ou mais anos de escolaridade supera sempre a de não migrantes, enquanto o contrário é verdade para os migrantes pretos e pardos.

Figura 2: Escolaridade média para grupos selecionados (Brasil, 2002-2015)

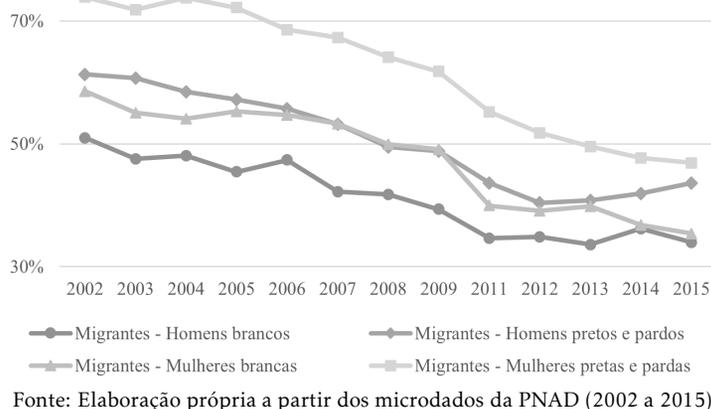
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD (2002 a 2015).

Em relação aos indicadores ocupacionais, um percentual maior de mulheres faz parte da categoria inativo em comparação aos homens entre 2002 e 2015 (a diferença é sempre de pelo menos 20 pontos percentuais). Em se tratando da situação ocupacional dos migrantes, há também uma diferença significativa entre os sexos. O percentual de homens desocupados oscila entre 2,5% e 3,8% em todos os anos, enquanto para as mulheres esse número fica entre 6,2% e 8,9%.

Para mensurar a informalidade, foi construída uma variável *proxy* a partir dos quesitos “posição na ocupação no trabalho principal” e “contribuição para instituto de previdência no trabalho principal” da PNAD. Assim, são considerados trabalhadores informais aqueles que declararam uma das seguintes opções: empregado sem declaração de Carteira de Trabalho e Previdência Social (CTPS), trabalhador doméstico sem declaração de CTPS, trabalhador conta-própria não contribuinte para instituto de previdência, empregador sem contribuição para instituto de previdência, trabalhador sem remuneração, trabalhador na produção para consumo próprio e trabalhador na construção para uso próprio⁴.

A Figura 3 permite observar o percentual de indivíduos em situação de informalidade entre 2002 e 2015 por grupos selecionados. É interessante perceber que a disparidade inicial entre homens e mulheres migrantes inseridos no setor informal diminuiu, principalmente entre indivíduos brancos (em média, de 10 p.p. para 2 p.p.). Por estarem mais sujeitas ao desemprego e à informalidade do que os homens, as migrantes possuem uma posição de vulnerabilidade social, principalmente as pretas e pardas, como argumentam [Dutra \(2013\)](#) e [Morokvašić \(2015\)](#).

⁴Para mensurar a informalidade, foi construída uma variável *proxy* a partir dos quesitos “posição na ocupação no trabalho principal” e “contribuição para instituto de previdência no trabalho principal” da PNAD. Assim, são considerados trabalhadores informais aqueles que declararam uma das seguintes opções: empregado sem declaração de Carteira de Trabalho e Previdência Social (CTPS), trabalhador doméstico sem declaração de CTPS, trabalhador conta-própria não contribuinte para instituto de previdência, empregador sem contribuição para instituto de previdência, trabalhador sem remuneração, trabalhador na produção para consumo próprio e trabalhador na construção para uso próprio.

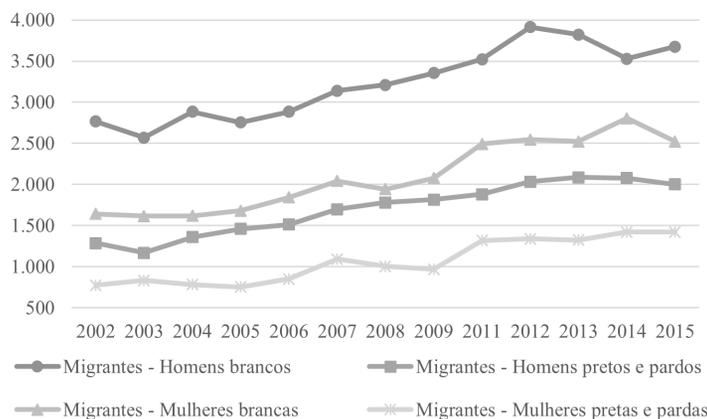
Figura 3: Informalidade para grupos selecionados (%) (Brasil, 2002-2015)

Os principais setores de atividade nos quais estão inseridos os migrantes do sexo masculino são construção civil, comércio, agricultura e indústria de transformação (64% em média entre 2002 e 2015). As migrantes concentram-se nas atividades de serviços domésticos, educação e saúde e comércio (51,8%). Interessa apontar que os migrantes realizam atividades tipicamente associadas a seus sexos. Enquanto o setor agrícola e a construção são percebidos socialmente como ocupações masculinas, os serviços domésticos e a saúde e educação são estereotipados como femininos (cuidados com o lar, os idosos e as crianças). Diversas autoras (BOYD; GRIECO, 2003; LISBOA, 2007; RODRIGUES, 2017) ressaltam que os estereótipos de sexo afetam o tipo de trabalho a ser realizado pelas migrantes. Isto é, a associação da mulher com o papel de dona de casa e responsável pelos filhos pode condicionar as migrantes a atuarem em setores considerados femininos.

A afirmação de que as migrantes estão restritas a poucos setores e possuem possibilidades de trabalho reduzidas em comparação aos homens, aventada por Parella Rubio (2005), não é sustentada pela análise dos dados, pois as proporções são similares para os dois grupos (em média, 05 setores concentram 70% dos trabalhadores migrantes – tanto para homens como para mulheres).

Houve uma queda significativa do percentual de migrantes ocupadas com o serviço doméstico entre 2002 e 2015: de 28,6% para 13,9%. A diminuição da importância do trabalho doméstico para as migrantes no Brasil vai de encontro ao que tem ocorrido no âmbito internacional, especialmente na América Latina (ILO, 2018)⁵. Ressalta-se que as migrantes pretas e pardas são o grupo com maior proporção de trabalhadores domésticos (em média 26,45%), seguidas por mulheres brancas (12,3%). A inserção no serviço doméstico para

⁵O escopo do artigo não permite identificar as efetivas causas dessa redução. Uma provável explicação estaria relacionada ao fato de essas mulheres representarem um grupo bastante expressivo no conjunto dos beneficiários do Programa Bolsa Família (PBF): as contrapartidas exigidas para o recebimento do benefício, vinculadas ao cuidado materno, poderiam estar associadas à redução desse tipo de atividade (ou seja, um potencial trade off entre trabalho doméstico e cuidado materno no próprio domicílio). Passos e Waltenberg (2016), por exemplo, analisam dados da PNAD e encontram indícios de que o PBF reduz as horas trabalhadas e aumenta o tempo de cuidado doméstico para mulheres. O tema é relevante e exige um trabalho mais amplo de investigação.

Figura 4: Rendimento do trabalho para grupos selecionados (Brasil, 2002-2015)

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD (2002 a 2015). R\$ de 2017.

os homens (brancos, pretos e pardos) é pouco significativa (inferior a 2% no período).

Em relação à inserção ocupacional dos migrantes, os homens desempenham funções relacionadas majoritariamente à produção de bens e serviços (34,2%) e ao trabalho agrícola (15,6%), enquanto as mulheres estão inseridas principalmente nas ocupações de serviços (34,3%) e vendas (13,5%). Esses resultados são consistentes com as análises de [Parella Rubio \(2005\)](#) para o mercado de trabalho espanhol e por [Dutra \(2013\)](#) para nicaraguenses na Costa Rica, filipinas na Itália, colombianas no Equador, brasileiras nos Estados Unidos, paraguaias no Brasil e haitianas na República Dominicana.

Por fim, o rendimento do trabalho no período 2002-2015 para grupos selecionados é apresentado na Figura 4. Os homens brancos possuem uma renda superior a todos os outros grupos (rendimento médio de R\$ 3232,5). Eles são seguidos, respectivamente, por mulheres brancas (R\$ 2103,2), homens pretos e pardos (R\$ 1704,9) e mulheres pretas e pardas (R\$ 1068,1). Entre os grupos analisados, apenas as migrantes pretas e pardas possuem rendimentos inferiores aos não migrantes (R\$ 1584,40). Supõe-se que uma provável justificativa para essas especificidades por grupos de cor esteja relacionada ao fato de os migrantes brancos possuírem maiores chances de serem positivamente selecionados (ou seja, responderem a fatores de atração na região de destino, como maior remuneração ao capital humano), ao passo que os migrantes pretos e pardos, especialmente as mulheres, podem possuir maior probabilidade de serem negativamente selecionados (isto é, respondem a fatores de repulsão na região de origem), conforme ressalta a NEML ([STARK; BLOOM, 1985](#))⁶. Ressalta-se que as mulheres possuem rendimentos muito inferiores aos homens da mesma cor. A renda de trabalho das migrantes brancas na média do período representa 65,1% do rendimento dos migrantes brancos, enquanto as migrantes negras recebem em média 62,6% do rendimento dos migrantes pretos e pardos e 33% do rendimento dos migrantes brancos.

⁶A efetiva comprovação dessas hipóteses é limitada pela inexistência de quesitos na PNAD relacionados à situação ocupacional e de rendimento anterior à efetivação da migração.

4.2 Migração feminina e retornos salariais

A caracterização produtiva e ocupacional das migrantes no Brasil entre 2002 e 2015 indica a provável existência de tríplice discriminação: segregação laboral por sexo, cor e *status* de migrante. Assim, são estimadas equações de determinação salarial para 2002 e 2015 com o intuito de analisar como essas características estão associadas aos retornos pecuniários auferidos no trabalho principal.

A análise dos resultados das regressões permite mostrar que durante esses dois anos, algumas variáveis apontadas como importantes para o posicionamento no mercado de trabalho afetam significativamente os salários no Brasil. Em especial, destaca-se o sexo, a cor/raça, a condição de migração, a chefia de domicílios, o emprego formal e o nível de educação. As estimativas dos modelos podem ser visualizadas nas Tabelas 04 a 08 no final da seção.

Em todos os modelos estimados, o sexo é uma variável importante para a determinação dos salários. Como apontado pela literatura e observado durante a análise da seção 3.1, as mulheres tendem a receber salários inferiores aos homens. Nos modelos que incluem variáveis *dummies* indicadoras de setor de atividade ou ocupação, esse diferencial é de aproximadamente 40%. Por exemplo, no Modelo 01, ser mulher gera uma queda de 44,6% e 41,8% no logaritmo do salário/hora nos anos 2002 e 2015, respectivamente. Nos modelos sem esses controles, por exemplo, no Modelo 04, esse percentual é menor, representando uma diminuição de 28,4% e 29,1%, respectivamente. Apesar dos avanços relacionados à emancipação feminina e do aumento de sua participação nos mercados de trabalho no período recente, a segmentação laboral por sexo persiste e pode gerar retornos salariais negativos, conforme afirmam Mantovani, Souza e Gomes (2020).

Observa-se que a variável branca é positivamente correlacionada com os salários (as estimativas são estatisticamente significativas a 1%, independente do ano ou modelo analisado). No Modelo 01, a cor/raça branca está associada a um aumento no logaritmo dos salários de 15,5% e 17,3% em 2002 e 2015, respectivamente. Há indícios de persistência da segmentação laboral por cor a despeito das políticas de combate à pobreza e de inclusão educacional adotadas no período pós-2000. Destaca-se que a variável não é estatisticamente significativa em relação à migração (estágio 02), ou seja, a cor não parece afetar a condição de migração individual nos dois anos analisados.

A idade tem um impacto positivo, embora pequeno, sobre a determinação salarial. Apesar de ser estatisticamente significativa, a experiência profissional parece ter pouca influência sobre a determinação salarial. Possivelmente um reflexo da *proxy* utilizada (idade elevada ao quadrado).

Ser chefe de domicílio é também uma variável que aparenta ter influência significativa sobre a determinação dos salários. Em todos os modelos estimados, essa variável é estatisticamente significativa a 1%. No modelo 01, por exemplo, a chefia domiciliar está associada a um retorno de 34,9% no logaritmo do salário em 2002 e 19,3% em 2015. Embora não seja possível comparar diretamente os modelos, é interessante notar que a magnitude do coeficiente em 2002 para todos os modelos é maior do que em 2015, o que pode estar relacionado ao aumento da inserção ocupacional de cônjuges ou outras pessoas do domicílio (*i.e.*: filhos e enteados).

As variáveis que tratam dos retornos à educação são bastante importantes para a determinação salarial no Brasil. A educação formal continua a ser um

importante fator de diferenciação salarial, logo, políticas destinadas a estimular a empregabilidade individual devem contribuir para a redução da desigualdade educacional. Os coeficientes dessas variáveis são positivos e crescentes em relação ao nível de escolaridade, ou seja, as variáveis *dummy* que indicam maior escolaridade possuem coeficientes com magnitude maior em todos os modelos, tanto para 2002 quanto para 2015, o que corrobora a existência de um prêmio educacional (ou efeito-diploma) (REIS; MACHADO, 2016).

Em adição, observa-se um fenômeno interessante entre as variáveis de educação e a condição de migração (estágio 02). Ao considerar os resultados para 2002, os grupos de educação “intermediários” (entre 4 e 7 anos e entre 8 e 10 anos) possuem coeficientes com sinal negativo, enquanto os de escolaridade mais alta (entre 11 e 14 anos e 15 anos ou mais) possuem coeficientes com sinal positivo. É importante salientar que a categoria de referência é o grupo de escolaridade baixa (0 a 3 anos), ou seja, os resultados indicam que indivíduos de baixa escolaridade possuíam maior probabilidade de migrar em comparação aos indivíduos de escolaridade intermediária. Uma provável justificativa para esse resultado refere-se ao fato de seus incentivos para o deslocamento estarem relacionados a condições de pobreza e miséria e às escassas oportunidades de emprego e renda nas localidades de origem (situação oposta à migração do capital humano), conforme salientam Lima, Simões e Hermeto (2016). No entanto, os resultados para 2015 são distintos, sendo os coeficientes para os níveis de escolaridade considerados intermediários positivos e significantes. Essa mudança de sinal nesses coeficientes ao longo do tempo é interessante de ser observada, pois indica uma possível alteração no comportamento dos migrantes de baixa escolaridade (0 a 3 anos de estudo), de uma maior para menor probabilidade de migrar em comparação com aqueles de média e alta escolaridade. Uma provável justificativa para essa tendência pode estar relacionada à hipótese de que os programas de transferência de renda, como o Bolsa Família, implementados a partir da primeira metade dos anos 2000, tenham contribuído para melhorar as condições de vida dos migrantes pouco escolarizados nas suas regiões de origem, desincentivando o seu deslocamento, conforme ressaltam Fontes, Jacinto e França (2019)⁷.

A variável metropolitana é estaticamente significativa a 1% para todos os anos e modelos analisados. Ela é positiva e os coeficientes para o Modelo 01, por exemplo, são de 0,125 em 2002 e 0,147 em 2015. Residir em região metropolitana em 2002 e 2015 parece ter um impacto positivo sobre o salário dos trabalhadores. Esse resultado corrobora a ideia de que existe um prêmio salarial urbano (ANTUNES, 2018).

Observa-se também que a variável indicadora de emprego formal parece ser muito importante para a determinação salarial. Ela é positiva em todos os anos e modelos, indicando que o emprego formal aumenta o salário durante os anos analisados. Nota-se que, no Modelo 02, a formalização dos migrantes aumenta em 40,3% o logaritmo dos salários no ano de 2002 e 41,2% no ano de 2015.

Todos os modelos confirmam a hipótese de que a migração está associada a retornos salariais positivos, pois, em geral os indivíduos que possuem maior probabilidade de migrar são positivamente selecionados (STARK; BLOOM, 1985).

⁷Os autores analisam os microdados do Censo Demográfico 2010 para estimar os efeitos do Programa Bolsa Família (PBF) sobre a migração inter-regional brasileira. As estimativas obtidas via *Propensity Score Matching* indicam que o PBF tende a fixar os indivíduos no território, mesmo para não naturais da localidade.

Mais especificamente, as estimações do estágio 02 indicam que indivíduos mais escolarizados possuem maior probabilidade de efetivar o deslocamento (são mais propensos ao risco e possuem maior competitividade no mercado de trabalho, por exemplo), logo, esse processo tende a proporcionar salários mais favoráveis na região de destino, resultado captado pelas estimações do estágio 01 (os coeficientes da variável *migrante* são positivos e significativos a 1% em todos os modelos e anos analisados). Por exemplo, no Modelo 5, a condição de migração aumenta, em 2002, o logaritmo dos salários em aproximadamente 12,3%; em 2015, 17,8%.

Ademais, é possível perceber que a razão inversa de Mills é estatisticamente significativa a 1% em todos os modelos estimados, para os dois anos. Consequentemente, demonstra-se a existência de viés de seleção amostral, justificando o uso da correção em duas etapas de Heckman para a realização dos modelos de estimação.

A especificidade do Modelo 01 refere-se às variáveis *dummy* que indicam setor de atividade. Percebe-se que todas essas variáveis são estatisticamente significativas a 1% e positivas nos dois anos analisados. Os setores de atividade que possuem coeficientes com maiores magnitudes (em comparação à categoria de referência – agrícola) são serviços, especialmente administração pública (1,345 em 2002 e 1,561 em 2015) e educação e saúde (1,333 em 2002 e 1,372 em 2015). Os setores de atividade com menores coeficientes são alojamento (0,850 em 2002 e 1,036 em 2015) e construção civil (0,979 em 2002 e 1,146 em 2015).

Alternativamente, o Modelo 02 considera variáveis *dummy* que se referem à ocupação. Todas são estaticamente significativas e positivas, em 2002 e 2015, e parecem ser relevantes para a determinação dos salários dos migrantes. Destaca-se que vendedores possuem os menores coeficientes (0,998 em 2002 e 1,087 em 2015) e dirigentes, os maiores (1,633 em 2002 e 1,609 em 2015), ambos em comparação à categoria de referência trabalho agrícola.

É importante ressaltar que a dificuldade de inserção das migrantes, especialmente as pretas e pardas, nos setores e ocupações que fornecem os maiores retornos salariais (verificada na análise descritiva realizada anteriormente) evidencia que seu processo de inserção ocupacional tende a ser desfavorável, com consequências expressivas sobre a composição da sua renda.

Os Modelos 03, 04 e 05 possuem ênfase na inclusão de variáveis indicadoras de interações entre sexo, cor, nível educacional e migração. O Modelo 03 possui ainda a variável *dummy* indicadora de trabalho doméstico. Essa variável é estatisticamente significativa para os dois períodos analisados e positiva, sendo seu sinal inesperado. Possivelmente, a forma como a variável foi construída, incluindo trabalhadores domésticos formalizados, pode explicar em parte esse resultado.

Sobre as variáveis de interações, o Modelo 03 inclui um indicador para mulheres pretas e pardas. Seu coeficiente é negativo e significativo (-0,170 em 2002 e -0,410 em 2015). Esse resultado reforça a análise e enfatiza que as mulheres pretas e pardas possuem uma situação de grande vulnerabilidade ocupacional.

O Modelo 04 utiliza uma variável *dummy* que combina mulheres pretas e pardas com baixo nível de escolaridade (entre 0 e 3 anos). Suas estimativas são negativas e significativas para os dois anos analisados, indicando que essas mulheres estão altamente sujeitas a menores salários, possivelmente devido à

Tabela 4: Modelo 01 de determinação salarial com controle de seletividade de Heckman (Brasil, 2002/2015)

	2002	2015	2002	2015
	Estágio 01 (variável dependente = $\ln_salario_hora$)		Estágio 02 (variável dependente = migrante)	
mulher	-0,446*** (0,008)	-0,418*** (0,008)	-0,612*** (0,006)	-0,682*** (0,006)
branca	0,155*** (0,005)	0,173*** (0,005)	0,001 (0,006)	-0,001 (0,006)
idade	0,064*** (0,002)	0,045*** (0,002)	0,143*** (0,001)	0,177*** (0,001)
exp_prof	-0,001*** (0,0000)	-0,000*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
chefe	0,349*** (0,007)	0,193*** (0,005)	0,487*** (0,008)	0,294*** (0,007)
grupeduc_4a7	0,170*** (0,007)	0,138*** (0,009)	-0,013* (0,008)	0,154*** (0,010)
grupeduc_8a10	0,320*** (0,008)	0,243*** (0,009)	-0,056*** (0,009)	0,162*** (0,010)
grupeduc_11a14	0,660*** (0,008)	0,385** (0,009)	0,192*** (0,009)	0,370*** (0,009)
grupeduc_15	1,493*** (0,012)	1,028*** (0,012)	0,469*** (0,015)	0,640*** (0,012)
migrante	0,086*** (0,011)	0,140*** (0,013)		
metropolitana	0,125*** (0,005)	0,147*** (0,005)		
formal	0,401*** (0,005)	0,435*** (0,005)		
ind_outras	1,199*** (0,026)	1,322*** (0,026)		
ind_transf	1,067*** (0,009)	1,084*** (0,010)		
construcao	0,979*** (0,010)	1,146*** (0,010)		
comercio	1,032*** (0,008)	1,060*** (0,009)		
alojamento	0,850*** (0,013)	1,036** (0,012)		
transporte	1,115*** (0,012)	1,120*** (0,012)		
adm_pub	1,345*** (0,012)	1,516*** (0,013)		
educ_saude	1,333*** (0,011)	1,372*** (0,011)		
serv_domest	1,223*** (0,010)	1,322*** (0,011)		
serv_outros	1,269*** (0,013)	1,323*** (0,013)		
_const	0,017 (0,035)	0,776*** (0,043)	-1,845*** (0,021)	-2,797*** (0,023)
Mills				
athrho	-0,068*** (0,018)	-0,069*** (0,017)		
lnsigma	-0,130*** (0,002)	-0,126*** (0,002)		
rho	-0,068*** (0,018)	-0,069*** (0,017)		
sigma	0,878 (0,002)	0,881 (0,001)		
lambda	-0,059 (0,016)	-0,061 (0,015)		
Obs.	238 300	232 119	238 300	232 119
Obs. censuradas	89 318	89 958	89 318	89 958
Obs. não censur.	148 982	142 161	148 982	142 161

Fonte: elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2002 e 2015.
 (***) Variável significativa a 1%; (**) Variável significativa a 5%; (*) Variável significativa a 10%.

Desvio-padrão entre parênteses. Prob > chi2 = 0,000.

Categorias de referência: grupeduc_0a3, setor agrícola e trabalho agrícola.

Tabela 5: Modelo 02 de determinação salarial com controle de seletividade de Heckman (Brasil, 2002/2015)

	2002	2015	2002	2015
	Estágio 01 (variável dependente = ln_salario_hora)		Estágio 02 (variável dependente = migrante)	
mulher	-0,393*** (0,007)	-0,388*** (0,007)	-0,612*** (0,006)	-0,681** (0,006)
branca	0,135*** (0,005)	0,150*** (0,005)	0,000 (0,006)	-0,001 (0,006)
idade	0,062*** (0,002)	0,047*** (0,002)	0,143*** (0,001)	0,177*** (0,001)
exp_prof	-0,001*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
chefe	0,338*** (0,007)	0,192*** (0,005)	0,487*** (0,007)	0,295*** (0,007)
grupeduc_4a7	0,161*** (0,006)	0,135*** (0,009)	-0,126* (0,008)	0,154*** (0,010)
grupeduc_8a10	0,285*** (0,008)	0,228*** (0,009)	-0,056*** (0,009)	0,162*** (0,010)
grupeduc_11a14	0,550*** (0,008)	0,335*** (0,009)	0,192*** (0,009)	0,369*** (0,009)
grupeduc_15	1,238*** (0,013)	0,840*** (0,012)	0,469*** (0,015)	0,641*** (0,012)
migrante	0,070*** (0,010)	0,121*** (0,013)		
metropolitana	0,120*** (0,005)	0,137*** (0,005)		
formal	0,403*** (0,005)	0,412** (0,005)		
dirigentes	1,633*** (0,127)	1,609*** (0,014)		
ciencias_artes	1,568*** (0,014)	1,665*** (0,013)		
tecnicos_medio	1,479*** (0,114)	1,453*** (0,122)		
trab_serv_adm	1,187*** (0,012)	1,210*** (0,012)		
trab_serv	1,112*** (0,008)	1,209*** (0,009)		
vendedores	0,998*** (0,009)	1,087*** (0,010)		
trab_producao	1,035*** (0,007)	1,129*** (0,008)		
forcas_armadas	1,493** (0,023)	1,753*** (0,023)		
_const	0,060* (0,033)	0,739*** (0,041)	-1,845*** (0,212)	-2,797*** (0,023)
Mills				
athrho	-0,073*** (0,017)	-0,067*** (0,016)		
lnsigma	-0,138*** (0,002)	-0,132*** (0,002)		
rho	-0,072*** (0,017)	-0,067*** (0,016)		
sigma	0,871 (0,002)	0,876 (0,002)		
lambda	-0,063 (0,015)	-0,059*** (0,014)		
Obs.	238 300	232 119	238 300	232 119
Obs. censuradas	89 318	89 958	89 318	89 958
Obs. não censur.	148 982	142 161	148 982	142 161

Fonte: elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2002 e 2015. (***) Variável significativa a 1%; (**) Variável significativa a 5%; (*) Variável significativa a 10%.

Desvio-padrão entre parênteses. Prob > chi2 = 0,000.

Categorias de referência: grupeduc_0a3, setor agrícola e trabalho agrícola.

Tabela 6: Modelo 03 de determinação salarial com controle de seletividade de Heckman (Brasil, 2002/2015)

	2002	2015	2002	2015
	Estágio 01 (variável dependente = ln_salario_hora)		Estágio 02 (variável dependente = migrante)	
mulher	-0,381*** (0,009)	-0,347** (0,009)	-0,612*** (0,006)	-0,681*** (0,006)
branca	0,138*** (0,006)	0,153*** (0,007)	0,001 (0,006)	-0,001 (0,006)
mulher_pparda	-0,170* (0,010)	-0,410*** (0,010)		
idade	0,758*** (0,001)	0,507*** (0,002)	0,143*** (0,001)	0,177*** (0,001)
exp_prof	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
chefe	0,389*** (0,007)	0,205*** (0,006)	0,487*** (0,007)	0,295*** (0,007)
grupeduc_4a7	0,366*** (0,007)	0,310*** (0,009)	-0,013* (0,008)	0,154*** (0,010)
grupeduc_8a10	0,650*** (0,008)	0,522*** (0,010)	-0,056*** (0,009)	0,162*** (0,010)
grupeduc_11a14	1,065*** (0,008)	0,765*** (0,009)	0,191*** (0,009)	0,369*** (0,009)
grupeduc_15	1,966*** (0,012)	1,534*** (0,011)	0,468*** (0,015)	0,640*** (0,012)
migrante	0,114*** (0,012)	0,162*** (0,014)		
metropolitana	0,287*** (0,005)	0,289*** (0,005)		
formal	0,601*** (0,005)	0,588*** (0,005)		
domestico	0,405*** (0,009)	0,392*** (0,010)		
_const	0,275*** (0,031)	1,218*** (0,041)	-1,844*** (0,021)	-2,796*** (0,023)
Mills				
athrho	-0,051*** (0,013)	-0,048*** (0,014)		
lnsigma	-0,049*** (0,002)	-0,048*** (0,002)		
rho	-0,051*** (0,013)	-0,048*** (0,014)		
sigma	0,951 (0,002)	0,953 (0,002)		
lambda	-0,048 (0,013)	-0,046 (0,014)		
Obs.	238 300	232 119	238 300	232 119
Obs. censuradas	89 318	89 958	89 318	89 958
Obs. não censur.	148 982	142 161	148 982	142 161

Fonte: elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2002 e 2015.
 (***) Variável significativa a 1%; (**) Variável significativa a 5%; (*) Variável significativa a 10%.

Desvio-padrão entre parênteses. Prob > chi2 = 0,000.

Categorias de referência: grupeduc_0a3, setor agrícola e trabalho agrícola.

Tabela 7: Modelo 04 de determinação salarial com controle de seletividade de Heckman (Brasil, 2002/2015)

	2002	2015	2002	2015
	Estágio 01 (variável dependente = ln_salario_hora)		Estágio 02 (variável dependente = migrante)	
mulher	-0,284*** (0,007)	-0,291*** (0,007)	-0,611*** (0,006)	-0,681*** (0,005)
branca	0,124*** (0,005)	0,157*** (0,005)	0,001 (0,006)	-0,001 (0,006)
idade	0,077*** (0,001)	0,054*** (0,002)	0,143*** (0,001)	0,177*** (0,001)
exp_prof	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
chefe	0,401*** (0,007)	0,213*** (0,006)	0,487*** (0,007)	0,295*** (0,006)
grupeduc_4a7	0,328*** (0,008)	0,260*** (0,010)	-0,013*** (0,008)	0,153*** (0,009)
grupeduc_8a10	0,593*** (0,009)	0,462*** (0,010)	-0,057*** (0,009)	0,161*** (0,010)
grupeduc_11a14	0,978*** (0,009)	0,681*** (0,010)	0,190*** (0,009)	0,368*** (0,009)
grupeduc_15	1,868*** (0,012)	1,431*** (0,012)	0,467*** (0,015)	0,639*** (0,012)
migrante	0,125*** (0,012)	0,166*** (0,014)		
metropolitana	0,304*** (0,005)	0,300*** (0,005)		
formal	0,592*** (0,005)	0,569*** (0,005)		
mulher_pparda_grupeduc_0a3	-0,176*** (0,013)	-0,255*** (0,018)		
_const	0,307*** (0,031)	1,211*** (0,031)	-1,843*** (0,021)	-2,796*** (0,023)
Mills				
athrho	-0,039*** (0,013)	-0,033** (0,013)		
Insigma	-0,044*** (0,002)	-0,043*** (0,001)		
rho	-0,039 (0,013)	-0,033 (0,014)		
sigma	0,957 (0,002)	0,957 (0,002)		
lambda	-0,037 (0,012)	-0,032 (0,013)		
Obs.	238 300	232 119	238 300	232 119
Obs. censuradas	89 318	89 958	89 318	89 958
Obs. não censur.	148 982	142 161	148 982	142 161

Fonte: elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2002 e 2015.

(***) Variável significativa a 1%; (**) Variável significativa a 5%; (*) Variável significativa a 10%.

Desvio-padrão entre parênteses. Prob > chi2 = 0,000.

Categorias de referência: grupeduc_0a3, setor agrícola e trabalho agrícola.

Tabela 8: Modelo 05 de determinação salarial com controle de seletividade de Heckman (Brasil, 2002/2015)

	2002	2015	2002	2015
	Estágio 01 (variável dependente = ln_salario_hora)		Estágio 02 (variável dependente = migrante)	
mulher	-0,307*** (0,007)	-0,308*** (0,007)	-0,612*** (0,006)	-0,682*** (0,006)
branca	0,138*** (0,005)	0,165*** (0,005)	0,001 (0,006)	-0,001 (0,006)
idade	0,076*** (0,002)	0,054*** (0,002)	0,143*** (0,001)	0,177*** (0,001)
exp_prof	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
chefe	0,403*** (0,007)	0,212*** (0,006)	0,487*** (0,008)	0,295*** (0,007)
grupeduc_4a7	0,368*** (0,007)	0,318*** (0,009)	-0,013*** (0,008)	0,154*** (0,010)
grupeduc_8a10	0,633*** (0,008)	0,521*** (0,010)	-0,056*** (0,009)	0,162*** (0,010)
grupeduc_11a14	1,018*** (0,008)	0,740*** (0,010)	0,191*** (0,009)	0,368*** (0,009)
grupeduc_15	1,908*** (0,012)	1,490*** (0,012)	0,468*** (0,015)	0,640*** (0,012)
migrante	0,123*** (0,013)	0,178*** (0,016)		
metropolitana	0,304*** (0,005)	0,300*** (0,005)		
formal	0,592*** (0,006)	0,570*** (0,006)		
mulher_pparda_migrante	0,014 (0,030)	-0,058* (0,035)		
_const	0,284*** (0,031)	1,173*** (0,041)	-1,844*** (0,021)	-2,797*** (0,023)
Mills				
athrho	-0,042*** (0,013)	-0,041*** (0,014)		
lnsigma	-0,043*** (0,002)	-0,043*** (0,002)		
rho	-0,042 (0,013)	-0,041 (0,014)		
sigma	0,958 (0,002)	0,958 (0,002)		
lambda	-0,041 (0,012)	-0,039 (0,014)		
Obs.	238 300	232 119	238 300	232 119
Obs. censuradas	89 318	89 958	89 318	89 958
Obs. não censur.	148 982	142 161	148 982	142 161

Fonte: elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2002 e 2015.
 (***) Variável significativa a 1%; (**) Variável significativa a 5%; (*) Variável significativa a 10%.

Desvio-padrão entre parênteses. Prob > chi2 = 0,000.

Categorias de referência: grupeduc_0a3, setor agrícola e trabalho agrícola.

segregação existente no mercado de trabalho, tendência apontada anteriormente.

Por fim, o Modelo 05 inclui uma variável *dummy* para captar o retorno salarial para mulheres pretas e pardas migrantes. De forma geral, a migração, conforme ressaltado na revisão teórica e a partir da variável *migrante* dos modelos estimados, gera retornos salariais positivos. A expectativa é avaliar se a efetivação do deslocamento pode minimizar a situação de vulnerabilidade das mulheres pretas e pardas. Os resultados encontrados indicam que essa possibilidade é pouco provável, pois as estimativas para 2002 não são significativas e o coeficiente para 2015 é negativo (-0,058) e significativo a 10%. Provavelmente o deslocamento de mulheres pretas e pardas está vinculado a condições desfavoráveis na origem e sua baixa qualificação inviabiliza uma inserção ocupacional/produzida competitiva nas regiões de destino. A análise indica que essas mulheres podem sofrer tríplice discriminação no mercado de trabalho: sua cor/raça intersecciona com seu *status* de migrante e sexo, de tal forma que esse grupo está mais sujeito à inserção em atividades de maior precariedade e vulnerabilidade social. Consequentemente, seus retornos salariais são negativos.

De forma geral, os modelos analisados corroboram a literatura existente sobre segmentação por sexo e cor nos mercados de trabalho brasileiros. A interação entre ser mulher e preta/parda está associada a retornos salariais negativos no Brasil. Além disso, se essas mulheres são migrantes e possuem baixa escolaridade (entre 0 e 3 anos), tendem a auferir salários mais baixos, estando em maior posição de vulnerabilidade social e laboral. Ou seja, a migração para esse grupo específico de mulheres aparentemente não é capaz de quebrar o ciclo vicioso da pobreza.

5 Considerações finais

O artigo analisou a inserção das migrantes brasileiras nos mercados de trabalho entre 2002 e 2015. Objetivou compreender as distinções entre as migrantes de diferentes cores e verificar se a segregação laboral persiste no Brasil. Para isso, foi realizada, inicialmente, uma análise descritiva dos microdados da PNAD no período 2002-2015.

Observou-se que a proporção de migrantes diminuiu e que a seletividade por sexo, que havia diminuído na primeira metade da década de 2000, voltou a crescer a partir de 2014. Notou-se ainda um aumento dos migrantes pretos e pardos em detrimento dos brancos e uma expansão significativa das migrantes chefes de domicílio.

Em relação à educação dos migrantes, foi observado que as mulheres possuem maiores níveis de escolaridade que os homens da mesma cor/raça. Constatou-se uma grande disparidade nos níveis de escolaridade entre migrantes brancos e pretos e pardos.

No tangente à ocupação, foi possível perceber que o percentual de migrantes femininas inativas e desocupadas é consideravelmente maior do que o mesmo para migrantes do sexo masculino. Em adição, as migrantes possuem maiores níveis de informalidade que os homens, porém essa diferença diminuiu, especialmente a partir de 2009. A análise indicou que migrantes desempenham atividades tipicamente associadas aos seus sexos. Verificou-se que as migrantes estão menos concentradas em um número pequeno de ati-

vidades do que os migrantes do sexo masculino. Além disso, o percentual de migrantes ocupadas nos serviços domésticos diminuiu aproximadamente 50% no período analisado. Ademais, observou-se que as mulheres representam 92% dos migrantes inseridos no trabalho doméstico no Brasil e que as mulheres pretas e pardas são o grupo mais representado nessa ocupação. Os dados informam que as migrantes que trabalham nos serviços domésticos estão mais sujeitas à informalidade que as não-migrantes.

Foi possível perceber que as migrantes possuem rendimentos em média menores que os migrantes da mesma cor e que os migrantes brancos possuem rendimentos superiores aos migrantes pretos e pardos (ambos os sexos).

Foram realizados cinco exercícios de regressão com base nas equações de Mincer (1974), fazendo uso do método proposto por Heckman (1979) para correção de viés amostral. Em todos os modelos são analisados dois anos, 2002 e 2015.

Os resultados desses modelos são consistentes com a discussão de literatura e análise empírica realizadas. Salienta-se que fatores como sexo, cor, nível de escolaridade, chefia de domicílio, condição de migração e formalização são importantes para a determinação salarial no Brasil. As estimativas apontam uma correlação negativa entre sexo feminino e salários, ao passo que os coeficientes positivos para *dummies* de cor, condição de migração, chefia de domicílios e formalização indicam que as características cor branca, migrante, chefe de domicílio ou possuir emprego formal estão associadas a retornos salariais positivos.

Interessa destacar que os coeficientes negativos obtidos para as variáveis de interação entre mulher e cor, bem como mulher, cor e escolaridade, corroboram a hipótese de que as migrantes pretas e pardas, especialmente aquelas com menor grau de instrução, estão sujeitas a condições de vulnerabilidade social e ocupacional. Ou seja, a migração para essas mulheres aparentemente não é capaz quebrar o ciclo vicioso da pobreza. Esses resultados indicam a importância de políticas públicas que estimulem a empregabilidade de mulheres pretas e pardas no Brasil.

Referências

- ANTUNES, R. *Economia de aglomeração e prêmio salarial urbano: podemos ir adiante?* 2018. Disponível em: <https://downloads.fipe.org.br/publicacoes/bif/bif454-28-32.pdf>.
- BOYD, M.; GRIECO, E. *Women and migration: incorporating gender into international migration theory*. 2003. Disponível em: <https://www.migrationpolicy.org/article/women-and-migration-incorporating-gender-international-migration-theory>.
- CRENSHAW, K. Documento para encontro de especialistas em aspectos da discriminação racial relativos ao gênero. *Estudos Feministas*, v. 10, n. 1, p. 171–188, 2002.
- DONATO, K. *et al.* A glass half full? Gender in migration studies. *International migration review*, v. 40, n. 1, p. 03–26, 2006.

- DUTRA, D. Mulheres, migrantes, trabalhadoras: a segregação no mercado de trabalho. *Revista Interdisciplinar da Mobilidade Humana*, v. 21, n. 40, p. 177–193, 2013.
- FARIA, G.; FERREIRA, M.; PAULA, A. Desinvizibilizando as mulheres em contexto migratório interno: interfaces entre migração, trabalho e gênero. In: SILVESTRE, L. (ed.). *Investigação científica nas ciências sociais aplicadas*. Ponta Grossa, PR: Atena Editora, 2019. v. 2. p. 105–120.
- FONTES, L.; JACINTO, P.; FRANÇA, M. Programas de transferência de renda e migração interna: evidências do Programa Bolsa Família. *Análise Econômica*, v. 37, n. 72, p. 39–78, 2019.
- FRANÇA, T. Entre reflexões e práticas: feminismos e militância nos estudos migratórios. *e-Cadernos CES*, v. 18, n. 1, 2012.
- HAMILTON, E. Gendered disparities in Mexico-U.S. migration by class, ethnicity, and geography. *Demographic Research*, v. 32, n. 1, p. 531–542, 2015.
- HECKMAN, J. Sample selection bias as specification error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153–161, 1979.
- HONDAGNEU-SOTELO, P. Estudios de género y migración: una revisión desde la perspectiva del siglo XXI. *Migraciones Internacionales*, v. 6, n. 1, p. 219–234, 2011.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA — IBGE. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2002 a 2015 – documentação dos microdados da amostra*. 2021. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/educacao/9127-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios.html?&t=microdados>.
- INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION — ILO. *Care work and care jobs for the future of decent work*. 2018. Disponível em: https://www.ilo.org/global/publications/books/WCMS_633135.
- KING-DEJARDIN, A. *The social construction of migrant care: at the intersection of care, migration and gender*. 2019. Disponível em: https://www.ilo.org/global/topics/labour-migration/publications/WCMS_674622/lang--en/index.htm.
- LIMA, A. C. C.; SIMÕES, R.; HERMETO, A. Desenvolvimento regional, hierarquia urbana e condição de migração individual no Brasil entre 1980 e 2010. *EURE*, v. 4, n. 127, p. 55–85, 2016.
- LISBOA, T. Fluxos migratórios de mulheres para o trabalho reprodutivo: a globalização da assistência. *Estudos Feministas*, v. 15, n. 3, p. 805–821, 2007.
- MANTOVANI, G.; SOUZA, S.; GOMES, M. Ocupação e gênero: uma análise dos efeitos da segmentação ocupacional e da discriminação de gênero para o Brasil. *Estudios Económicos*, v. 37, n. 74, p. 71–104, 2020.

- MINCER, J. *Schooling, experience, and earnings*. 1. ed. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1974.
- MOROKVAŠIĆ, M. Birds of passage are also women... *International Migration Review*, v. 18, n. 4, p. 886–907, 1984.
- MOROKVAŠIĆ, M. Gendering migration. *Migration and Ethic Themes*, v. 30, n. 3, p. 355–378, 2015.
- PARELLA RUBIO, S. Segregación laboral y vulnerabilidad social de la mujer inmigrante a partir de la interacción entre clase social, género y etnia. In: FLAQUER, L.; SOLÉ, C. (ed.). *El uso de las políticas sociales por las mujeres inmigrantes*. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales: Madrid, Instituto de la Mujer, 2005. p. 97–136.
- PASSOS, L.; WALTEMBERG, F. Bolsa Família e assimetrias de gênero: reforço ou mitigação? *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 33, n. 3, p. 517–539, 2016.
- PERES, R.; BAENINGER, R. Migração feminina: um debate teórico e metodológico no âmbito dos estudos de gênero. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 18., 2012. *Anais*. Águas de Lindóia: ABEP, 2012. Disponível em: <http://www.abep.org.br/publicacoes/index.php/anais/article/view/1982/1940>.
- PESSAR, P.; MAHLER, S. Transnational migration: bringing gender in. *International Migration Review*, v. 37, n. 3, p. 812–846, 2003.
- PISCITELLI, A. Interseccionalidades, categorias de articulação e experiências de migrantes brasileiras. *Sociedade e Cultura*, v. 11, n. 2, p. 263–274, 2008.
- RAVENSTEIN, E. The Laws of Migration. *Journal of the Statistical Society of London*, v. 48, n. 2, p. 167–235, 1885.
- REIS, M.; MACHADO, D. Uma análise dos rendimentos do trabalho entre indivíduos com ensino superior no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 20, n. 4, p. 415–439, 2016.
- RODRIGUES, T. Cuidado e trabalho doméstico: o contexto das imigrantes latino-americanas na Espanha. In: WOMEN'S WORLDS CONGRESS, 13. *Anais eletrônicos*. Florianópolis: [s. n.], 2017. Disponível em: http://www.en.wwc2017.eventos.dype.com.br/resources/anais/1499487526_ARQUIVO_CUIDADOETRABALHODOMESTICO.pdf.
- SASSEN, S. Women's burden: counter-geographies of globalization and the feminization of survival. *Nordic Journal of International Law*, v. 71, n. 2, p. 255–274, 2002.
- STARK, O.; BLOOM, D. The New Economics of Labor Migration. *American Economic Review*, v. 75, n. 2, p. 173–178, 1985.

STARK, O.; TAYLOR, L. Migration incentives, migration types: the role of relative deprivation. *Economic Journal*, v. 101, n. 408, p. 1163–1178, 1991.