



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Diferenças salariais e discriminação por gênero e cor nos setores agrícola e não agrícola do Brasil nos anos de 2004, 2012, 2015 e 2019

Wage differences and discrimination by gender and color in the agricultural and non-agricultural sectors of Brazil in 2004, 2012, 2015 and 2019

Davi Winder Catelan¹ , Maylisson Rodrigo Fonseca² , Matheus Demambre Bacchi³ , Alexandre Florindo Alves² 

¹Programa de Pós-graduação em Desenvolvimento Econômico, Universidade Federal do Paraná (UFPR), Curitiba (PR), Brasil.
E-mail: daviwindercatelan.ecae@gmail.com

²Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas, Universidade Estadual de Maringá (UEM), Maringá (PR), Brasil. E-mails: maylisson@hotmail.com; afalves@uem.br

³Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, Universidade de São Paulo (USP), Piracicaba (SP), Brasil. E-mail: matheusbacchi@yahoo.com.br.

Como citar: Catelan, D. W., Fonseca, M. R., Bacchi, M. D., & Alves, A. F. (2023). Diferenças salariais e discriminação por gênero e cor nos setores agrícola e não agrícola do Brasil nos anos de 2004, 2012, 2015 e 2019. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 61(1), e224595. <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2021.224595>

Resumo: O objetivo deste estudo é analisar as diferenças salariais entre homens e mulheres e entre brancos e não brancos ocupados nos setores agrícola e não agrícola do Brasil nos anos de 2004, 2012, 2015 e 2019. Para isso, foram utilizados os dados da PNAD para os anos de 2004 e 2015 e os dados da PNADC para 2012 e 2019, fornecidos pelo IBGE. O método de Firpo et al. (2007) foi empregado para decompor os diferenciais ao longo da distribuição de salários. Verificou-se que, nos dois setores e anos considerados, as diferenças salariais por gênero foram maiores no 10º quartil da distribuição, em razão, sobretudo, do efeito estrutura salarial. Já os diferenciais de salários entre brancos e não brancos foram maiores no 90º quartil, em função do elevado déficit dos não brancos nas características produtivas (efeito composição). Entre 2004 e 2015, houve crescimento das diferenças salariais entre os grupos inseridos no setor agrícola, particularmente, nos 10º, 25º e 50º quantis, enquanto no setor não agrícola houve redução. Entre 2012 e 2019, ocorreu redução das diferenças salariais por gênero nos dois setores e aumento das diferenças por cor. Por fim, comprovou-se que os diferenciais de salários foram maiores no setor agrícola.

Palavras-chave: diferenças salariais, discriminação por gênero e cor, setor agrícola.

Abstract: This study aims to analyze wage gap and discrimination by gender and color for the employed population in the agricultural and non-agricultural sectors in Brazil for the years 2004, 2012, 2015 and 2019. For that, PNAD data was used to examine the years 2004 and 2015 and PNADC data was used to examine the years 2012 and 2019, provided by IBGE. The method of Firpo et al. (2007) is applied to decompose the differentials throughout the distribution of wages. In both sectors, gender wage differences were greatest in the 10th quantile of the distribution, mainly due to wage structure effect. The wage differentials between white and non-white workers were greater in the 90th quantile, due to the high deficit of non-whites in productive characteristics (composition effect). Between 2004 and 2015, there was an increase in wage differences between groups in the agricultural sector, particularly in the 10th, 25th and 50th quantiles, while in the non-agricultural sector there was a reduction. Between 2012 and 2019, there was a reduction in wage differences by gender in both sectors and an increase in differences by color. Finally, the wage differential between groups was greater in the agricultural sector.

Keywords: wage gap, discrimination by gender and color, agricultural sector.



Este é um artigo publicado em acesso aberto (*Open Access*) sob a licença Creative Commons Attribution, que permite uso, distribuição e reprodução em qualquer meio, sem restrições desde que o trabalho original seja corretamente citado.

1. Introdução

Historicamente, o mercado de trabalho brasileiro se caracteriza por possuir elevado grau de desigualdade salarial entre determinados grupos de indivíduos, o que tem fomentado ampla discussão sobre o tema. Parte da literatura que aborda o assunto analisa os diferenciais de salários entre homens e mulheres e entre brancos e não brancos. As evidências sugerem que os homens são mais bem remunerados do que as mulheres em função de alguns fatores, como a maior experiência masculina no emprego e a discriminação contra as mulheres no mercado laboral (Maia et al., 2015; Bacchi et al., 2017; Maia et al., 2017). Por sua vez, os indivíduos não brancos tendem a receber menores salários em relação aos brancos, pois, em geral, são menos qualificados e sofrem com a discriminação racial (Maia et al., 2015; Bacchi et al., 2017; Maia et al., 2017).

Apesar dessa literatura ser extensa, poucos estudos investigam o assunto sob a ótica intersetorial na economia brasileira. Em particular, há escassez de trabalhos que analisam as diferenças salariais entre os trabalhadores inseridos no setor agrícola. Tal fato surpreende ao se levar em consideração a importância desse setor na composição de empregos do país¹ e, também, porque nas últimas décadas parte considerável da desigualdade econômica se concentrou na agricultura e no meio rural (Soares et al., 2015). Apesar da adoção de políticas voltadas à melhoria das condições de emprego no setor agrícola, muitas dessas ocupações permanecem com baixos rendimentos e pouca qualificação, elevada informalidade e possibilidade limitada de ascensão no trabalho (Buainain et al., 2014). Ademais, trata-se de um setor caracterizado pela sub-representação de mulheres (Pinto & Cunha, 2015).

Estudos que examinam o setor agrícola brasileiro empregam a decomposição de Oaxaca-Blinder (OB) para investigar as diferenças salariais entre homens e mulheres (Costa et al., 2016; Pimenta et al., 2019; Schwaab et al., 2019) e entre brancos e negros (Costa et al., 2016; Jesus, 2015). O método de OB é comumente utilizado para decompor a diferença salarial entre grupos em dois componentes: efeito composição e efeito estrutura salarial. O primeiro efeito capta a parcela da diferença relacionada às disparidades nas características produtivas dos indivíduos, enquanto o segundo mensura a diferença no retorno a essas características, sendo associado à discriminação no mercado de trabalho (Arraes & Mariano, 2019). Os estudos citados utilizam dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para a primeira e a segunda décadas dos anos 2000 e revelam que as especificidades do setor agrícola, como os menores níveis de qualificação das mulheres e dos negros e os altos níveis de informalidade e de discriminação, têm resultado em níveis maiores de desigualdade salarial entre os grupos em comparação aos demais setores econômicos (Jesus, 2015; Pimenta et al., 2019).

Vale ressaltar que o método de OB decompõe os diferenciais de rendimento na média da distribuição salarial. No entanto, estudos sugerem que o hiato salarial entre os referidos grupos não é homogêneo ao longo da distribuição, isto é, pode ser diferente para níveis distintos de salários (Salardi, 2013; Meireles, 2014). Com isso, métodos de decomposição que são aplicáveis para qualquer ponto da distribuição de rendimentos podem oferecer um retrato mais preciso das desigualdades presentes na agricultura brasileira.

Desse modo, este estudo busca contribuir com a literatura ao aplicar o método de decomposição de Firpo et al. (2007), o qual é uma generalização do método de OB, com o emprego de regressões baseadas na função de influência recentrada (RIF), combinadas com um procedimento de reponderação (Arraes & Mariano, 2019). Essa estratégia metodológica

¹ De acordo com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), 7,74 milhões de trabalhadores estavam inseridos na agricultura em 2015.

é empregada em estudos que investigam o *gap* salarial por gênero e cor no Brasil (Salardi, 2013; Meireles, 2014) e permite averiguar as causas da desigualdade de salários nos quantis da distribuição. Para o setor agrícola brasileiro, especificamente, não foram encontrados estudos que aplicam tal abordagem para decompor o hiato entre os grupos citados.

Adicionalmente, o uso deste método mais robusto de decomposição permite obter um panorama mais detalhado e realista das disparidades socioeconômicas presentes na agricultura brasileira. Então, uma segunda contribuição pretendida é fornecer evidências que auxiliem na formulação de políticas voltadas aos grupos desfavorecidos do setor agrícola. Como pontuam Pimenta et al. (2019), as desigualdades socioeconômicas brasileiras assumem proporções distintas entre os setores econômicos, portanto as políticas devem ser elaboradas de acordo com as particularidades setoriais.

Nesse contexto, o objetivo deste estudo é analisar as diferenças salariais entre homens e mulheres e entre brancos e não brancos ocupados nos setores agrícola e não agrícola do Brasil nos anos de 2004, 2012, 2015 e 2019. Para tanto, são utilizados os dados da PNAD para os anos de 2004 e 2015 e os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) para os anos de 2012 e 2019, ambas realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O método de Firpo et al. (2007) é empregado para decompor os diferenciais ao longo da distribuição salarial e o procedimento de Heckman (1979) é aplicado para corrigir o viés de seleção amostral.

O estudo se fundamenta em duas hipóteses centrais. Em primeiro lugar, espera-se que o setor agrícola remunere os trabalhadores de forma mais heterogênea, resultando em diferenças salariais maiores entre os grupos. Isso está relacionado ao fato de que a agricultura apresenta características ocupacionais muito específicas, tais como os destoantes e reduzidos níveis de qualificação dos trabalhadores, a alta informalidade, os menores retornos salariais às variáveis de capital humano e a forte segregação ocupacional (Costa et al., 2016; Jesus, 2015; Pimenta et al., 2019; Schwaab et al., 2019). Em segundo lugar, é esperado que o *gap* salarial entre os grupos e o impacto dos seus fatores explicativos variem ao longo da distribuição salarial, conforme discutido na literatura (Salardi, 2013; Meireles, 2014).

O estudo está dividido em mais quatro seções, além da introdução. Na seção seguinte é apresentada uma revisão de literatura sobre as diferenças salariais no mercado de trabalho. A base de dados e a metodologia adotadas são abordadas na terceira seção. Na quarta seção são discutidos os resultados alcançados. A última seção contém as considerações finais.

2. Diferenças salariais no mercado de trabalho: teoria e evidências empíricas

O papel do capital humano na determinação dos salários ganhou importância a partir dos trabalhos de Schultz (1961) e Becker (1964). Com isso, a suposição de que as interações entre a oferta e a demanda de trabalho determinavam os salários passou a ser contestada na literatura econômica, pois trabalhadores com níveis diferenciados de capital humano eram remunerados distintamente (Lima, 1980). Desde então, tornou-se consensual que parte dos diferenciais de salários se deve à heterogeneidade nos atributos produtivos dos indivíduos. Tais premissas são o cerne da teoria do capital humano, que pressupõe que as características produtivas dos trabalhadores têm efeitos positivos sobre os salários, como os níveis de educação e experiência.

A ênfase dada ao papel do capital humano na determinação salarial motivou o surgimento de uma teoria complementar no final da década de 1960, conhecida como teoria da segmentação. Com base nesta, alguns autores argumentam que as remunerações

dos indivíduos tendem a ser desiguais, mesmo quando os níveis de capital humano são semelhantes, pois os trabalhadores não são alocados uniformemente no mercado (Lima, 1980). Destarte, os salários também são influenciados pelas características dos setores onde os trabalhadores estão inseridos.

A partir da década de 1970, outros estudos passaram a se atentar ao fato de que uma parcela das diferenças salariais permanecia não explicada, o que resultou no surgimento da teoria da discriminação. Há, ao menos, dois grupos que explicam a existência dos diferenciais de salários em função da discriminação. O primeiro, Becker (1971), reforça a ideia de preferências por discriminação, na qual a discriminação afeta diretamente a utilidade de empregadores, empregados e consumidores. Nesse caso, se um indivíduo apresentar tal preferência estará disposto a pagar algum valor, diretamente ou na forma de redução na renda, para evitar o contato com determinados grupos. Para Becker (1971), existe discriminação se houver diferença entre os salários de indivíduos com os mesmos níveis de produtividade.

O segundo grupo se baseia no conceito de discriminação estatística e tem origem em Phelps (1972) e Arrow (1973). Para essa vertente, a discriminação advém da assimetria de informações acerca dos atributos produtivos de certos grupos. Isto posto, a discriminação resulta da desvalorização das características não produtivas, como gênero, que formam o estereótipo do trabalhador e são tomadas como *proxy* para a produtividade.

Quanto às evidências empíricas para o Brasil, estudos recorrem aos dados da PNAD e empregam a decomposição de OB para decompor o *gap* salarial entre efeito composição e efeito estrutura salarial. Na literatura, a segunda parcela é utilizada como *proxy* para a discriminação. Em geral, são relatados menores salários para as mulheres e para os não brancos em relação aos homens e aos brancos (Maia et al., 2015; Maia et al., 2017).

Sobre a desigualdade por gênero, há certo consenso de que a desvantagem salarial das mulheres frente aos homens é função, principalmente, da discriminação contra as mulheres. Por outro lado, as trabalhadoras tendem a ser mais qualificadas, o que ameniza o *gap* salarial (Maia et al., 2015). Ainda, entre a primeira e a segunda décadas dos anos 2000, houve aumento no hiato salarial entre homens e mulheres em razão da redução da vantagem feminina nos atributos produtivos (efeito dotação) (Maia et al., 2017) e/ou pelo aumento da discriminação (Maia et al., 2015).

Em relação aos diferenciais entre brancos e não brancos, houve redução nesse hiato entre os anos 2000 e o início da década de 2010 no Brasil, sobretudo, pela redução da desvantagem dos não brancos nas características produtivas, isto é, no efeito composição (Augusto et al., 2015; Maia et al., 2017). Em particular, os aumentos nos níveis de escolaridade, experiência e formalidade desses trabalhadores contribuíram para o declínio no *gap* salarial entre os grupos. A parcela atribuída à discriminação contra os não brancos declinou no período, porém, em ritmo menor.

Para o setor agrícola, Costa et al. (2016), Pimenta et al. (2019) e Schwaab et al. (2019) analisam as diferenças salariais entre homens e mulheres, empregando a decomposição de OB. Pimenta et al. (2019) mostram que, entre 2005 e 2015, ao contrário dos setores secundário e terciário, o setor agrícola brasileiro apresentou elevação na desigualdade salarial entre homens e mulheres, explicada pela elevação no efeito estrutura salarial. Ainda, os autores reforçam que esse componente foi o principal fator explicativo da desigualdade por gênero na agricultura, o que é corroborado por Costa et al. (2016) e Schwaab et al. (2019) para os anos de 2014 e 2015, respectivamente. Segundo Pimenta et al. (2019) e Schwaab et al. (2019), diferentemente do que ocorreu na economia como um todo, na

agricultura as mulheres denotaram menores níveis de qualificação do que os homens, o que ampliou o hiato salarial entre os grupos, pois, as trabalhadoras deixaram de apresentar vantagem no efeito composição.

No que diz respeito às diferenças por cor, Costa et al. (2016) e Jesus (2015) investigam o *gap* salarial entre brancos e não brancos inseridos na agricultura brasileira. Jesus (2015) aplica a decomposição de OB e indica que houve estabilidade nos diferenciais de salários entre os grupos do setor não agrícola no período 1995–2013, enquanto que no setor agrícola houve aumento. A justificativa é que as diferenças associadas aos efeitos composição e estrutura salarial foram reduzidas em menor magnitude na agricultura. Outro achado é que o *gap* entre os grupos foi motivado, principalmente, pela desvantagem dos não brancos no efeito composição, sendo esta desvantagem relativamente maior na agricultura, o que é corroborado por Costa et al. (2016) para o ano de 2014.

As desigualdades salariais são heterogêneas não apenas entre os setores, como, também, nos diferentes pontos da distribuição salarial. Por esse motivo, Salardi (2013) e Meireles (2014) empregam o método de Firpo et al. (2007) para verificar as causas das diferenças salariais nos quantis da distribuição de salários no Brasil. As autoras comprovam que, na primeira década dos anos 2000, o *gap* salarial por gênero foi maior em ocupações com menores remunerações, pois nos quantis salariais inferiores as mulheres apresentaram desvantagem no efeito composição (Meireles, 2014) e, porque o impacto discriminatório foi mais elevado (Salardi, 2013).

Para o mesmo período, Salardi (2013) demonstra que a diferença salarial entre brancos e não brancos foi mais elevada nos quantis superiores, pois em ocupações melhor remuneradas a discriminação tende a afetar os não brancos em maior intensidade e, porque é ampliado o déficit desses indivíduos nas características produtivas.

Para o setor agrícola brasileiro, Costa et al. (2016) utilizam os dados da PNAD de 2014 e empregam o método de Melly (2005) para avaliar os diferenciais de rendimentos entre homens e mulheres e entre brancos e não brancos ao longo da distribuição salarial. Entre os resultados, observou-se que as diferenças entre os grupos foram maiores nos quantis inferiores, sobretudo, porque a discriminação contra as mulheres e contra os não brancos exerceu maior impacto entre os que recebiam menos. No caso da diferença por gênero, o efeito dotação atenuou o hiato, uma vez que as mulheres apresentaram níveis superiores de escolaridade. A vantagem feminina na diferença explicada se manteve ao longo de toda distribuição salarial, sendo ampliada nos quantis inferiores. Por outro lado, a diferença por cor foi agravada pelo efeito dotação em razão dos níveis inferiores de escolaridade e experiência dos não brancos, sendo essa desvantagem maior nos quantis inferiores.

Com base nessa discussão, nota-se que a literatura que aborda as desigualdades salariais na agricultura brasileira é escassa e tende a avaliar a questão que decompõe as diferenças na média dos salários. No entanto, estudos indicam que os efeitos dotação e estrutura salarial têm impactos distintos em diferentes pontos da distribuição salarial. Costa et al. (2016) empregam o método de decomposição quantílica de Melly (2005) para decompor o hiato salarial por gênero e cor na agricultura. No entanto, o estudo examina os indivíduos que residem nas áreas rurais, não considerando os trabalhadores agrícolas que residem em áreas urbanas.

Nesse sentido, o presente estudo busca contribuir com a literatura, analisando as diferenças salariais entre os grupos de trabalhadores brasileiros inseridos nos setores agrícola e não agrícola nos diferentes quantis da distribuição de salários por meio do método de Firpo et al. (2007).

3. Materiais e métodos

3.1 Base de dados

Neste estudo são utilizados os dados da PNAD para os anos de 2004 e 2015 e os dados anuais (1^a entrevista) da PNADC para 2012 e 2019. As duas bases de dados são fornecidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), mas apresentam diferenças metodológicas fundamentais, como o plano amostral, o questionário e a periodicidade, o que inviabiliza a comparação direta entre elas (IBGE, 2015)². O mercado de trabalho brasileiro passou por significativas mudanças na primeira e na segunda décadas do século XXI. Portanto, a análise das duas bases de dados permite discorrer sobre a conjuntura que caracteriza o país no período.

A amostra foi composta pela população ocupada com 14 anos de idade ou mais e com remuneração positiva na semana de referência. Os trabalhadores foram divididos em quatro grupos: homens, mulheres, brancos e não brancos. Brancos são os indivíduos autodeclarados brancos e amarelos e não brancos são os autodeclarados pretos, pardos e indígenas. As atividades econômicas foram agregadas em dois setores principais: setor agrícola e setor não agrícola. No primeiro setor foram incluídos os trabalhadores da agricultura. No segundo setor foram considerados os trabalhadores inseridos nos demais grupamentos de atividades.

A descrição das variáveis do estudo é apresentada no Quadro 1. Para as estimativas, a variável dependente avaliada é o logaritmo natural do salário/hora, obtido através da divisão do rendimento mensal de todos os trabalhos pelas horas trabalhadas semanalmente³.

A escolaridade foi definida de forma categórica, o que permitiu verificar o efeito de cada ciclo educacional sobre os diferenciais de salários. As variáveis idade e idade² foram selecionadas para averiguar o efeito geracional dos indivíduos sobre os diferenciais de salários. Além disso, a idade é comumente tomada como *proxy* para a experiência no trabalho.

Os trabalhadores foram agrupados em quatro categorias ocupacionais: dirigentes (diretores e gerentes), profissionais das ciências e das artes (PCAs), técnicos de nível médio e operacionais⁴. Os trabalhadores também foram divididos, conforme as seguintes posições na ocupação: com carteira assinada, sem carteira assinada, conta própria e empregadores⁵. Para as análises descritivas, os trabalhadores foram separados entre formais e informais⁶.

² Em 2012 teve início a implantação da PNAD Contínua pelo IBGE para todo o país. Entre 2012 e 2015, o instituto manteve paralelamente os levantamentos da PNAD, da PNADC e da Pesquisa Mensal de Emprego (PME). Desde então, a PNADC passou a ser a única referência do instituto na produção de estatísticas sobre o mercado de trabalho.

³ Para as estimativas obtidas a partir da PNAD, considerou-se o rendimento mensal de todos os trabalhos e, no caso da PNADC, considerou-se o rendimento mensal efetivo de todos os trabalhos. Para a PNAD, os rendimentos de 2004 foram reajustados a preços constantes de 2015, com base no IPCA acumulado. Quanto à PNADC, foram calculados os rendimentos reais de 2012 e 2019, a preço médio de 2019, obtidos por meio dos deflatores associados aos respectivos anos, trimestres e Unidades da Federação.

⁴ No caso da PNAD, a categoria operacional inclui os trabalhadores de serviços, vendedores e prestadores de serviços do comércio, trabalhadores agrícolas, trabalhadores da produção de bens e serviços e trabalhadores de reparação e manutenção. Quanto à PNADC, operacionais são os trabalhadores de apoio administrativo, trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio, trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios, operadores de instalações e máquinas e montadores.

⁵ A posição com carteira inclui os empregados do setor privado com carteira assinada, militares, funcionários públicos estatutários e trabalhadores domésticos com carteira. A posição sem carteira inclui os empregados do setor privado e trabalhadores domésticos sem carteira assinada e outros empregados e trabalhadores domésticos sem carteira.

⁶ Os trabalhadores formais são os empregados e trabalhadores domésticos com carteira, militares, funcionários públicos estatutários e os empregadores e trabalhadores por conta própria que contribuem com a previdência social. Os informais são os empregados e trabalhadores domésticos sem carteira e empregadores e trabalhadores por conta própria que não contribuem para a previdência.

Quadro 1. Descrição das variáveis utilizadas nos modelos.

Variável	Descrição
Ln (salário/hora)	Logaritmo natural do salário por hora trabalhada.
Homem	Igual a 1 se é do sexo masculino; 0, se é do sexo feminino.
Branco	Igual a 1 se é branco; 0, se é não branco.
Educação1 (categoria de referência)	Igual a 1 se tem até 3 anos de escolaridade; 0, caso contrário.
Educação2	Igual a 1 se tem entre 4 e 7 anos de escolaridade; 0, caso contrário.
Educação3	Igual a 1 se tem entre 8 e 10 anos de escolaridade; 0, caso contrário.
Educação4	Igual a 1 se tem entre 11 e 14 anos de escolaridade; 0, caso contrário.
Educação5	Igual a 1 se tem mais do que 15 anos de escolaridade; 0, caso contrário.
Idade	Idade do indivíduo (em anos).
Idade ²	Idade do indivíduo elevada ao quadrado (em anos).
Sem_filho (categoria de referência)	Igual a 1 se o indivíduo não tem filho(s).
Filho_menos14	Igual a 1 se o indivíduo tem filho(s) com idade igual ou inferior a 14 anos.
Filho_mais14	Igual a 1 se o indivíduo tem filho(s) com idade superior a 14 anos.
Filho_total	Igual a 1 se o indivíduo tem filho(s) com idade inferior e superior a 14 anos.
Operacional (categoria de referência)	Igual a 1 se é operacional; 0, caso contrário.
Dirigente	Igual a 1 se é diretor e/ou gerente; 0, caso contrário.
Profissional das ciências e das artes (PCA)	Igual a 1 se é profissional das ciências e das artes; 0, caso contrário.
Técnico	Igual a 1 se é técnico de nível médio; 0, caso contrário.
Sem carteira (categoria de referência)	Igual a 1 se não possui carteira de trabalho assinada; 0, caso contrário.
Com carteira	Igual a 1 se possui carteira de trabalho assinada; 0, caso contrário.
Conta própria	Igual a 1 se é conta própria; 0, caso contrário.
Empregador	Igual a 1 se é empregador; 0, caso contrário.
Formal	Igual a 1 se é formal; 0, se é informal.
Nordeste (categoria de referência)	Igual a 1 se reside na região Norte; 0, caso contrário.
Norte	Igual a 1 se reside na região Norte; 0, caso contrário.
Centro-Oeste	Igual a 1 se reside na região Centro-Oeste; 0, caso contrário.
Sul	Igual a 1 se reside na região Sul; 0, caso contrário.
Sudeste	Igual a 1 se reside na região Sudeste; 0, caso contrário.
Distrito Federal	Igual a 1 se reside no Distrito Federal; 0, caso contrário.
Urbano	Igual a 1 se reside em região urbana; 0, se reside em região rural.
Chefe	Igual a 1 se é chefe de família; 0, caso contrário.
Cônjugue	Igual a 1 se o indivíduo for cônjuge na família, caso contrário.

Fonte: Elaboração pelos autores, a partir da PNAD/IBGE.

As regiões brasileiras foram, igualmente, pautadas no estudo. Também, os trabalhadores foram divididos entre os que residem no meio urbano e os que residem no meio rural. Outras informações consideradas foram a posição dos indivíduos como chefes de família ou não e a condição no domicílio como cônjuge ou não. Por fim, foram definidas variáveis binárias para trabalhadores que têm filhos com idade abaixo de 14 anos, acima de 14 anos, abaixo e acima de 14 anos e sem filhos.

3.2 Equações salariais quantílicas e correção do viés de seleção amostral

O retorno salarial do indivíduo depende da decisão de participação no mercado de trabalho. Assim sendo, não considerar esse aspecto pode levar a estimativas viesadas. A alternativa para eliminar o viés de seleção amostral é adotar a proposta de Heckman (1979). No primeiro estágio, por meio de uma equação de participação no mercado de trabalho (do tipo probit), calcula-se a probabilidade de um indivíduo estar na força de trabalho da seguinte maneira:

$$P_i = F(X' \beta) = x_i' \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

em que P_i representa a probabilidade de o indivíduo participar do mercado de trabalho, dado um conjunto de variáveis explicativas x_i . As variáveis explicativas inseridas na equação de participação são as faixas de escolaridade, a idade e a idade² dos trabalhadores, a posição dos indivíduos na família (chefe de família ou não), a condição dos indivíduos no domicílio (cônjuge ou não), a região censitária (urbano ou rural) e as variáveis binárias para filhos.

A partir dos coeficientes estimados na equação de participação, calcula-se a razão inversa de Mills (IMR), como segue:

$$\lambda_i = \frac{\Phi(Z_i)}{1 - \phi(Z_i)} \quad (2)$$

em que λ_i é a razão inversa de Mills, Φ é uma função de densidade normal padronizada, ϕ corresponde à função de distribuição de uma variável normal padrão e Z_i é a uma variável normal padronizada. No segundo estágio, para os casos em que é estatisticamente significativa, a IMR é inserida, como variável regressora, nas equações salariais e nas decomposições.

Para as equações salariais o modelo de regressão quantílico pode ser descrito como segue:

$$y_i = x_i' \beta_q + \alpha \lambda_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

em que y_i é o vetor do logaritmo natural do salário/hora, x_i representa as variáveis independentes, β_q é o vetor de parâmetros desconhecidos associados ao q -ésimo quantil e α é o coeficiente associado a IMR. As variáveis independentes incluídas nas equações salariais são as faixas de escolaridade, a idade e a idade², os grupamentos ocupacionais, as posições na ocupação, as regiões brasileiras, a região censitária e a posição na família.

3.3 Decomposição da distribuição quantílica dos salários

A decomposição de Oaxaca-Blinder é amplamente empregada para analisar os fatores explicativos da diferença salarial entre dois grupos (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973). Essa diferença é explicada por diferenças nas características (efeito composição) e/ou por diferenças nos

coeficientes associados a essas características (efeito estrutura salarial). Originalmente a decomposição de OB foi criada para averiguar diferenças de salários na média, mas, estudos posteriores estenderam o método para outras estatísticas de distribuição. O método de decomposição para além da média que mais se aproxima da metodologia de OB é o de Firpo et al. (2007), pois permite uma decomposição detalhada. Os autores sugerem uma estratégia metodológica que combina o uso de regressões RIF com um procedimento de reponderação (Arraes & Mariano, 2019), como descrito a seguir.

Seja $v = v(F)$ uma função geral e $IF(y; v(F))$ uma função de influência (IF) que corresponde à variável de salário y à estatística de distribuição de interesse $v(F)$. Formalmente,

$$IF(y; v(F)) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{v[(1-\varepsilon)F + \varepsilon\delta_y] - v(F)}{\varepsilon} \quad 0 \leq \varepsilon \leq 1 \quad (4)$$

em que F representa a função de distribuição acumulada de y e δ_y é uma distribuição que é agregada no valor y . A função de influência recentrada é definida como a soma da estatística da distribuição $v(F)$ e a sua IF, ou seja, $RIF(y; v) = v(F) + IF(y; v)$.

Para a análise nos quantis da distribuição de y a função de influência é dada por

$$IF(y; q_\tau) = \frac{\tau - 1 \{Y \leq q_\tau\}}{f_y(q_\tau)} \quad (5)$$

em que q_τ se refere ao τ -ésimo quantil incondicional de y , $f_y(q_\tau)$ é a função de probabilidade de y avaliada nesse quantil (q_τ) e $1\{Y \leq q_\tau\}$ é uma função indicadora que delimita a ocorrência de y até o limite do quantil. Para a análise quantílica a RIF é definida como

$$RIF(y; q_\tau) = q_\tau + \frac{\tau - 1 \{y \leq q_\tau\}}{f_Y(q_\tau)} \quad (6)$$

Quando a esperança condicional da $RIF(y; q_\tau)$ é modelada como uma função das variáveis explicativas (X), a regressão RIF equivale à uma regressão quantílica incondicional (UQR) e pode ser usada para estimar o efeito marginal de uma variação na distribuição das covariadas no τ -quantil/incondicional de y , mantendo-se tudo o mais constante (Arraes & Mariano, 2019). Segundo Firpo et al. (2007), os procedimentos para a estimação da UQR são semelhantes aos procedimentos de mínimos quadrados ordinários (MQO) para regressões em geral. Nesse caso, para um quantil τ específico, estima-se a RIF, conforme a Equação 3. O parâmetro q_τ é calculado usando uma estimativa amostral de τ e $f_Y(q_\tau)$ pelo método de Kernel. Em seguida, aplica-se o MQO para obter a $RIF(y; q_\tau)$ com base nas covariadas X observadas. Desse modo, o efeito quantílico incondicional parcial mede o impacto de X sobre y em um quantil específico, sendo este efeito o coeficiente estimado.

Uma característica adicional do método de UQR é que seus resultados podem ser aplicados diretamente ao método de OB, decompondo-se os fatores que afetam os diferenciais de salários entre os grupos ao longo da distribuição salarial. Assim, generalizando-se a decomposição OB, o diferencial das distribuições de salários entre os grupos A e B é

$$\Delta_o^v = v(F_{y,A}) - v(F_{y,B}) \quad (7)$$

em que $v(F_{y,r})$ é a estatística de distribuição de salários entre os dois grupos ($r = A, B$). Para as diferenças por gênero, A e B são, respectivamente, homens e mulheres. Para as diferenças por cor, A e B são, respectivamente, brancos e não brancos.

Para analisar as mudanças na distribuição de salários entre os grupos, a decomposição é dividida em efeito composição e efeito estrutura salarial. No entanto, é necessário construir uma estatística contrafactual $v(F_{y,C})$ para inferir quais seriam os valores da variável dependente referente ao grupo A , caso o retorno das características observáveis fosse remunerado de acordo com o grupo B , ao longo da distribuição estatística v . Assim, a diferença na estatística de distribuição de salários se torna

$$\Delta_o^v = [v(F_{y,B}) - v(F_{y,C})] + [v(F_{y,C}) - v(F_{y,A})] \quad (8)$$

$$\Delta_o^v = \Delta_S^v + \Delta_X^v \quad (9)$$

em que a primeira parcela (Δ_S^v) corresponde ao efeito estrutura salarial e equivale à parte não explicada da decomposição. Essa parcela é definida como uma medida da diferença entre os coeficientes estimados das covariadas para o grupo B em relação ao grupo A . A outra parcela (Δ_X^v) equivale ao efeito composição e se refere à diferença nas características produtivas entre os grupos. Essa parcela capta a vantagem salarial dos indivíduos do grupo A atribuída ao fato de possuírem características produtivas superiores às do grupo B .

O problema de inferência advém da dificuldade de identificação da estatística contrafactual, pois a combinação das características e dos resultados não é observada diretamente nos dados. Por isso, Firpo et al. (2007) sugerem duas táticas para a identificação da estatística contrafactual. A primeira segue a decomposição de OB e usa regressões lineares. Assim, aplicando-se o valor esperado das funções de influência recentrada e assumindo-se uma especificação linear, têm-se as Equações 10 e 11 para as distribuições observadas e para a distribuição contrafactual, respectivamente,

$$v(F_{y,r}) = E[RIF(y_r; v_r) | R = r] = X_r \beta_r \quad r = A, B \quad (10)$$

$$v(F_{y,C}) = E[RIF(y_A; v_C) | R = B] = X_C \hat{\beta}_C \quad (11)$$

Em seguida, utiliza-se uma aproximação de reponderação semiparamétrica, como sugerido por Dinardo et al. (1996), para identificar a distribuição contrafactual com base nos dados observados. Para tanto, multiplica-se a distribuição observada das características por um fator de reponderação. O fator de reponderação é calculado como

$$\phi(X) = \frac{\Pr(R = B | X)}{\Pr(R = A | X)} \cdot \frac{\Pr(R = A)}{\Pr(R = B)} \quad (12)$$

em que $\Pr(R = r)$ é a proporção de indivíduos no grupo r , X denota as características individuais e $\Pr(R = r | X)$ é a probabilidade condicional de um indivíduo com características X fazer parte do grupo r . O fator de reponderação pode ser estimado por meio de um modelo de probabilidade para $\Pr(R = B | X)$ usando as probabilidades preditas para calcular o valor de $\hat{\phi}(X)$ para cada observação. Dessa forma, os coeficientes de regressão são dados por

$$\hat{\beta}_r = \left(\sum_{i=1}^N \hat{w}_r X_i X_i' \right)^{-1} \cdot \left(\sum_{i=1}^N \hat{w}_r \hat{RIF}(y_{r,i}; v_r) X_i' \right) \quad r = A, B \quad (13)$$

em que \hat{w}_r é o fator de reponderação correspondente à composição da amostra total. O contrafactual é estimado como

$$\hat{\beta}_C = \left(\sum_{i=1}^N \hat{\phi}(X_i) X_i X_i' \right)^{-1} \cdot \left(\sum_{i=1}^N \hat{\phi}(X_i) \hat{RIF}(y_{A,i}; v_C) X_i' \right) \quad (14)$$

$$\bar{X}_C = \sum_{i=1}^N \hat{\phi}(X_i) X_i \quad (15)$$

Calculados os coeficientes, define-se a decomposição em dois efeitos como

$$\hat{\Delta}_v = \left[\bar{X}_B \hat{\beta}_B - \bar{X}_C \hat{\beta}_C \right] + \left[\bar{X}_C \hat{\beta}_C - \bar{X}_A \hat{\beta}_A \right] \quad (16)$$

Finalmente, após algumas manipulações algébricas, a decomposição é definida como

$$\hat{\Delta}_v = \underbrace{\bar{X}_B (\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_C)}_{\hat{\Delta}_S^v} + \underbrace{(\bar{X}_B - \bar{X}_C) \hat{\beta}_C + (\bar{X}_C - \bar{X}_A) \hat{\beta}_A + \bar{X}_C (\hat{\beta}_C - \hat{\beta}_A)}_{\hat{\Delta}_X^v} \quad (17)$$

em que a primeira parcela corresponde à estimativa do efeito estrutura salarial e a segunda à estimativa do efeito composição. Os termos $\bar{X}_B (\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_C)$ e $(\bar{X}_C - \bar{X}_A) \hat{\beta}_A$ correspondem às estimativas dos efeitos estrutura salarial e composição puros. Os termos $(\bar{X}_B - \bar{X}_C) \hat{\beta}_C$ e $\bar{X}_C (\hat{\beta}_C - \hat{\beta}_A)$ são, respectivamente, os erros de reponderação e de especificação, cujos valores tendem a zero para grandes amostras e para modelos corretamente especificados.

Para decompor os diferenciais de salários entre homens e mulheres e entre brancos e não brancos, a variável dependente analisada é o logaritmo natural do salário/hora. As variáveis independentes são as faixas de escolaridade, a idade e a idade², os grupamentos ocupacionais, as posições na ocupação, as regiões brasileiras, a região censitária e a posição na família. A análise é feita para os grupos inseridos no setor agrícola e não agrícola, sendo considerados os 10°, 25°, 50°, 75° e 90° quantis salariais.

4. Resultados e discussões

4.1 Características dos trabalhadores agrícolas e não agrícolas

Na primeira década do século XXI, o cenário econômico favorável no Brasil esteve associado à uma fase de prosperidade no mercado de trabalho que durou até meados de 2014, quando teve início uma crise econômica no país. Esse período de progresso, caracterizado por elevações nos níveis de emprego, salário e formalização do trabalho, não foi homogêneo entre os setores e, tampouco, entre determinados grupos de trabalhadores.

Para elucidar o fato, a Tabela 1 detalha a evolução do perfil dos trabalhadores brasileiros alocados nos setores agrícola (A) e não agrícola (NA), dividindo-os em quatro grupos distintos: homens, mulheres, brancos e não brancos. A análise compreende os anos de 2004 e 2015.

Nota-se preliminarmente, que, para todos os grupos, houve elevação na idade média, sendo superior para os trabalhadores do setor agrícola no período. De acordo com Hoffmann & Jesus (2015), a probabilidade de migração da área rural para a área urbana é maior entre os jovens, em razão do rendimento médio ser superior em atividades não agrícolas. Por outro lado, os indivíduos alocados no setor não agrícola possuíam, em média, o dobro da escolaridade dos trabalhadores do setor agrícola, sendo que as mulheres detinham o maior número de anos de estudo em ambos os setores, assim como os trabalhadores brancos.

Houve crescimento no salário mensal médio em todos os setores e para todos os grupos, sendo os salários do setor não agrícola superiores aos do setor agrícola nos dois anos. Para os não brancos, o valor do salário/hora no setor agrícola representou cerca de metade dos salários pagos no setor não agrícola. Essa diferença também ocorreu, ainda que em menor proporção, para os indivíduos brancos. A posse e a propriedade da terra são determinantes fundamentais de rendimento no setor agrícola, no entanto, não se pode afirmar que a propriedade do capital no setor não agrícola seja menos concentrada (Hoffmann & Jesus, 2015).

Tabela 1. Perfil dos trabalhadores dos setores agrícola e não agrícola, Brasil, 2004 e 2015

Variáveis	2004							
	Homem		Mulher		Branco		Não branco	
	A	NA	A	NA	A	NA	A	NA
Idade (média)	38,25	35,88	39,18	35,82	39,91	36,38	37,35	35,21
Anos de estudo (média)	3,40	7,62	3,36	8,51	4,30	8,87	2,81	7,05
Salário mensal R\$ (média)	842,91	1734,07	476,80	1091,25	1174,22	1781,51	555,50	998,87
Salário/hora R\$ (média)	4,52	10,31	3,80	7,69	6,37	11,31	3,18	6,35
Q.10	0,98	2,38	0,64	1,66	1,20	2,54	0,83	1,59
Q.25	1,78	3,38	1,26	2,81	2,02	3,54	1,57	2,62
Q.50	2,59	5,38	2,34	4,30	3,11	5,97	2,46	3,99
Q.75	4,08	9,76	3,36	7,82	5,33	11,18	3,34	6,40
Q.90	7,29	19,67	5,54	15,80	11,81	24,09	5,25	11,80
Mercado de trabalho formal (%)	20,56	58,24	19,69	50,56	25,65	61,09	17,07	46,69
Região urbana (%)	34,64	92,85	37,50	92,60	36,23	93,89	34,17	91,33
2015								
Variáveis	Homem		Mulher		Branco		Não branco	
	A	NA	A	NA	A	NA	A	NA
Idade (média)	40,99	38,40	41,98	39,18	42,74	39,41	40,26	38,21
Anos de estudo (média)	4,96	8,96	5,54	10,10	6,09	10,33	4,48	8,77
Salário mensal R\$ (média)	1101,50	2056,53	836,28	1514,44	1610,07	2244,54	774,02	1414,94
Salário/hora R\$ (média)	7,06	16,08	6,73	13,88	10,46	18,59	5,16	11,96
Q.10	1,50	4,08	0,84	3,47	1,84	4,17	1,22	3,31
Q.25	2,64	5,24	1,69	4,79	3,48	5,81	2,34	4,68
Q.50	4,23	7,78	3,71	6,55	5,14	8,74	3,88	6,33
Q.75	6,61	12,10	5,79	11,89	8,82	14,85	5,52	9,78
Q.90	11,02	24,41	9,50	22,49	17,36	30,30	8,69	17,37
Mercado de trabalho formal (%)	32,48	64,72	35,94	60,68	45,16	69,48	26,41	56,96
Região urbana (%)	33,33	92,11	34,34	92,69	35,28	93,69	32,49	91,24

Fonte: Elaboração pelos autores, a partir da PNAD/IBGE.

De modo similar, na análise por gênero, a média do salário/hora dos trabalhadores do setor não agrícola superou o dobro do salário/hora dos trabalhadores do setor agrícola, tanto para homens, como para mulheres, sendo que os maiores salários/hora médios foram auferidos pelos homens. A mesma tendência ocorreu na análise por cor, em que os maiores salários/hora foram obtidos por brancos alocados no setor não agrícola. Observou-se, ainda, que as divergências salariais entre os setores agrícola e não agrícola se mostraram mais amenas nos quantis intermediários (Q.25, Q.50 e Q.75), quando comparados aos quantis extremos (Q.10 e Q.90). Em outras palavras, as diferenças nos salários/hora médios foram mais acentuadas entre trabalhadores com os menores e maiores salários, quando comparadas aos grupos de salários intermediários.

Em relação à formalidade no trabalho, observa-se situação oposta. Ao longo do período, enquanto a maior parcela dos trabalhadores do setor não agrícola esteve alocada no setor formal, no setor agrícola, a maior parte atuava na informalidade. Essa diferença é mais acentuada para os homens e os brancos. Ressalta-se que a predominância da informalidade contribui para que haja maior *gap* salarial no setor agrícola (Schwaab et al., 2019).

Entre os trabalhadores do setor agrícola, para todos os grupos, cerca de dois terços viviam na região rural. Já entre os trabalhadores do setor não agrícola, mais de 90% residiam no meio urbano. Ainda que esse fato não surpreenda, ressalta-se que tem havido diversificação das atividades, tal como a pluriatividade, em que se observa, em termos relativos da População Economicamente Ativa (PEA) total ocupada por setor de atividade, evolução das atividades não agrícolas e declínio das atividades agrícolas em todas as regiões do Brasil (Telles et al., 2017). Nesse sentido, indaga-se se é a modernização da agricultura a principal responsável pela redução do número de postos de trabalho em atividades agrícolas, ou se estas vêm deixando de ser atrativas à PEA rural (Telles et al., 2017).

Analizando o período de 2012 e 2019, na Tabela 2 é detalhada a evolução do perfil dos trabalhadores brasileiros alocados nos setores agrícola (A) e não agrícola (NA), com a mesma subdivisão da análise anterior (Tabela 1). Para todos os grupos, mantém-se a tendência de elevação na idade média, sendo superior para os trabalhadores do setor agrícola, refletindo o processo de envelhecimento dessa população. De modo similar, os indivíduos alocados no setor não agrícola possuíam, em média, o dobro da escolaridade dos trabalhadores do setor agrícola, apesar desse *gap* ter sido reduzido com o passar dos anos. As mulheres apresentaram o maior número de anos de estudo em ambos os setores, assim como os trabalhadores brancos.

Apesar de ter ocorrido crescimento nos salários e redução dos *gaps* entre os grupos no período, as diferenças permaneceram relevantes. No caso dos salários/hora, as disparidades foram mais acentuadas entre os trabalhadores com os menores salários e com os maiores salários (quantis extremos), quando comparadas aos grupos de salários intermediários (quantis intermediários).

Enquanto entre 2004 e 2015, houve crescimento da formalização do emprego para todos os grupos (Tabela 1), entre 2012 e 2019 (Tabela 2), ocorreu redução desse indicador no setor não agrícola e elevação no setor agrícola para todos os grupos, reduzindo o hiato entre os setores. O crescimento da informalidade no período está relacionado à decorrência da crise econômica do biênio 2015/2016, como apontam Cacciamali & Tatei (2016).

Tabela 2. Perfil dos trabalhadores dos setores agrícola e não agrícola, Brasil, 2012 e 2019

Variáveis	2012							
	Homem		Mulher		Branco		Não branco	
	A	NA	A	NA	A	NA	A	NA
Idade (média)	42,19	37,62	42,13	37,45	43,72	38,23	41,19	36,84
Anos de estudo (média)	5,20	9,88	5,61	10,85	6,32	11,17	4,57	9,43
Salário mensal R\$ (média)	1225,89	2685,62	855,00	1872,99	1727,38	2931,62	816,90	1695,63
Salário/hora R\$ (média)	5,25	11,05	5,20	8,98	7,49	12,68	3,77	7,51
Q.10	1,16	2,99	0,76	2,38	1,51	3,10	0,92	2,35
Q.25	2,05	3,94	1,52	3,52	2,62	4,16	1,72	3,36
Q.50	3,32	6,19	3,00	4,94	4,05	6,61	3,06	4,64
Q.75	5,31	10,54	4,69	8,93	7,00	12,34	4,36	7,63
Q.90	9,83	21,80	8,38	18,29	14,94	26,00	7,11	14,03
Mercado de trabalho formal (%)	29,98	61,53	31,58	59,22	38,44	64,83	24,92	56,06
Região urbana (%)	34,93	93,76	35,29	94,00	34,82	95,01	35,08	92,70
2019								
Variáveis	Homem		Mulher		Branco		Não branco	
	A	NA	A	NA	A	NA	A	NA
Idade (média)	43,37	39,75	42,85	39,38	45,38	40,40	42,04	38,85
Anos de estudo (média)	6,38	10,76	7,26	11,78	7,48	12,03	5,91	10,54
Salário mensal R\$ (média)	1382,14	2781,88	1104,89	2108,36	1994,55	3212,22	949,50	1818,65
Salário/hora R\$ (média)	8,33	17,77	8,51	14,67	12,25	21,50	6,00	11,82
Q.10	1,65	4,67	1,28	3,94	2,35	5,14	1,29	3,60
Q.25	3,16	6,01	2,49	5,95	4,33	6,92	2,60	5,40
Q.50	5,65	9,46	5,33	8,25	6,67	10,82	4,88	7,74
Q.75	8,95	16,26	7,85	14,89	12,00	19,83	7,37	11,81
Q.90	15,81	31,83	13,96	27,74	24,46	39,89	12,32	21,67
Mercado de trabalho formal (%)	35,24	57,96	41,87	58,19	46,09	62,50	30,20	54,18
Região urbana (%)	35,43	94,25	33,29	94,62	36,16	95,43	34,48	93,53

Fonte: Elaboração pelos autores, a partir da PNADC/IBGE.

4.2 Decomposições salariais nos quantis da distribuição

O debate acerca das diferenças salariais no mercado de trabalho brasileiro avançou de modo significativo nos últimos anos, no entanto, poucos estudos analisam a questão, que investiga, especificamente, o setor agrícola. Nesse contexto, esta seção apresenta as decomposições dos diferenciais de salários entre homens e mulheres e entre brancos e não brancos, para os setores agrícola e não agrícola do Brasil⁷.

Inicialmente, na Tabela 3, é apresentada a decomposição das diferenças de salários por gênero em 2004 e em 2015. Os resultados detalhados da Tabela 3 são retratados no Apêndice 1.

No primeiro ano, a diferença total entre o logaritmo natural do salário/hora de homens e mulheres foi de 0,425 no 10º quantil da distribuição de salários. Cerca de 13,38% dessa diferença é explicada por fatores produtivos observáveis (efeito composição), tais como escolaridade,

⁷ As equações de seleção e de salários não foram apresentadas, pois o foco do estudo são os diferenciais de salários. Todas as equações salariais obtiveram significância estatística pelo teste F e não denotaram problemas de multicolinearidade ou heterocedasticidade. Em todos os casos as equações salariais apresentaram significância estatística para o coeficiente da variável lambda, sugerindo que sua inclusão seja necessária para correção do viés de seleção amostral.

idade e posição na ocupação. O restante da diferença está associado a fatores não observáveis (efeito estrutura salarial), correspondendo a 86,62% da diferença total.

Tabela 3. Decomposição das diferenças salariais entre homens e mulheres, Brasil, 2004 e 2015

	2004									
	Setor agrícola					Setor não agrícola				
	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90
Homens	-0,019*	0,578*	0,953*	1,407*	1,987*	0,865*	1,217*	1,682*	2,278*	2,979*
Mulheres	-0,444*	0,230*	0,851*	1,213*	1,712*	0,509*	1,033*	1,458*	2,057*	2,760*
Diferença	0,425*	0,348*	0,103*	0,195*	0,274*	0,357*	0,185*	0,224*	0,221*	0,218*
%	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]
Ef. comp.	0,057*	0,074*	0,057*	0,115*	0,140*	0,067*	0,064*	0,022*	-0,058*	-0,177*
%	[13,38]	[21,16]	[55,25]	[59,05]	[51,22]	[18,72]	[34,43]	[9,80]	[-26,46]	[-80,98]
Ef. estrut.	0,368*	0,275*	0,046*	0,080*	0,134*	0,290*	0,121*	0,202*	0,279*	0,395*
%	[86,62]	[78,84]	[44,75]	[40,95]	[48,78]	[81,28]	[65,57]	[90,20]	[126,46]	[180,98]
	2015									
	Setor agrícola					Setor não agrícola				
	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90
Homens	0,404*	0,969*	1,442*	1,888*	2,400*	1,405*	1,656*	2,052*	2,493*	3,195*
Mulheres	-0,173*	0,526*	1,312*	1,756*	2,251*	1,243*	1,567*	1,880*	2,476*	3,113*
Diferença	0,577*	0,443*	0,130*	0,132*	0,148*	0,162*	0,089*	0,172*	0,018*	0,082*
%	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]
Ef. comp.	0,088*	0,046*	0,000*	-0,030*	-0,042*	-0,017*	-0,032*	-0,068*	-0,148*	-0,323*
%	[15,23]	[10,49]	[0,33]	[-22,54]	[-0,28]	[-10,35]	[-35,59]	[-39,43]	[-843,95]	[-392,69]
Ef. estrut.	0,489*	0,397*	0,130*	0,162*	0,191*	0,179*	0,121*	0,240*	0,166*	0,406*
%	[84,77]	[89,51]	[99,67]	[122,54]	[128,53]	[110,35]	[135,59]	[139,43]	[943,95]	[492,69]

Fonte: Elaboração pelos autores, a partir da PNADC/IBGE.

Notas: (1) * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; sem asteriscos não significativos. (2) As abreviaturas representam o efeito composição (Ef. comp.) e o efeito estrutura salarial (Ef. estrut.).

Em suma, nos dois setores as diferenças salariais por gênero foram maiores no 10º quartil da distribuição, exceto no ano de 2015, quando o setor não agrícola apresentou maior desigualdade de salários no 50º quartil. Desse modo, nas ocupações menos remuneradas, os diferenciais entre homens e mulheres tenderam a ser mais expressivos, corroborando os estudos de Costa et al. (2016) para o setor agrícola e de Salardi (2013) e Meireles (2014) para todos os setores da economia.

Ademais, na agricultura, em 2004, o principal fator explicativo das diferenças, considerando-se os quantis inferiores (Q.10 e Q.25), foi o efeito estrutura salarial, enquanto nos quantis superiores (Q.75 e Q.90) foi o efeito composição. O inverso ocorreu em 2015, quando o efeito composição se tornou negativo nos quantis superiores, indicando que as mulheres passaram a ter vantagem nos atributos produtivos por, principalmente, alcançarem maiores níveis de escolaridade em relação aos homens.

As variáveis Com carteira, PCA e Técnico também contribuíram para que o efeito composição se tornasse negativo. Isso pode estar relacionado ao fato de que uma proporção maior de mulheres passou a trabalhar em empregos com carteira de trabalho assinada e a atuar como PCA e técnicas de nível médio, ocupações mais bem remuneradas do que os empregos sem carteira e os empregos operacionais, nos quais os homens foram mais representativos.

Vale ressaltar que o setor agrícola, além de ostentar diferenças salariais mais acentuadas entre os grupos, retratou crescimento dos diferenciais nos 25º, 50º e 75º quantis da distribuição, motivado, sobretudo, pelo aumento do efeito estrutura salarial. O setor não agrícola, por seu turno, registrou redução dessas diferenças em todos os quantis considerados.

Na Tabela 4 é apresentada a decomposição das diferenças salariais entre gêneros nos anos de 2012 e 2019. Os resultados detalhados da Tabela 4 são apresentados no Apêndice 2.

Novamente, observa-se que as diferenças de salários entre os trabalhadores do gênero feminino e masculino foram mais acentuadas no 10º quantil da distribuição nos dois setores, com o setor agrícola apresentando as maiores disparidades. Adicionalmente, percebe-se redução geral dessas diferenças nos dois setores, com exceção do segmento agrícola no 75º quantil.

Tabela 4. Decomposição das diferenças salariais entre homens e mulheres, Brasil, 2012 e 2019

2012										
	Setor agrícola					Setor não agrícola				
	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90
Homens	0,151*	0,720*	1,199*	1,669*	2,286*	1,097*	1,370*	1,823*	2,355*	3,082*
Mulheres	-0,274*	0,416*	1,099*	1,546*	2,125*	0,867*	1,258*	1,597*	2,189*	2,906*
Diferença	0,424*	0,303*	0,100*	0,124*	0,160*	0,229*	0,112*	0,226*	0,166*	0,175*
%	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]
Ef. comp.	0,075*	0,030**	0,003	0,021	0,021	-0,003	-0,006**	-0,025*	-0,088*	-0,139*
%	[17,68]	[9,80]	[3,13]	[17,13]	[12,80]	[-1,10]	[-5,68]	[-10,87]	[-53,15]	[-79,07]
Ef. estrut.	0,349*	0,273*	0,097*	0,103*	0,140*	0,232*	0,119*	0,251*	0,254*	0,314*
%	[82,32]	[90,20]	[96,87]	[82,87]	[87,20]	[101,10]	[105,68]	[110,87]	[153,15]	[179,07]
2019										
	Setor agrícola					Setor não agrícola				
	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90
Homens	0,503*	1,152*	1,732*	2,191*	2,760*	1,541*	1,793*	2,247*	2,789*	3,461*
Mulheres	0,247*	0,913*	1,672*	2,061*	2,636*	1,372*	1,783*	2,110*	2,701*	3,323*
Diferença	0,255*	0,239*	0,059*	0,130*	0,124*	0,169*	0,010*	0,137*	0,088*	0,137*
%	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]
Ef. comp.	-0,008	-0,046*	-0,040*	-0,062*	-0,104*	-0,045*	-0,036*	-0,061*	-0,120*	-0,205*
%	[-3,13]	[-19,40]	[-66,73]	[-47,72]	[-83,48]	[-26,93]	[-369,94]	[-44,33]	[-136,63]	[-149,15]
Ef. estrut.	0,263*	0,286*	0,099*	0,192*	0,228*	0,214*	0,046*	0,198*	0,208*	0,343*
%	[103,13]	[119,40]	[166,73]	[147,72]	[183,48]	[126,93]	[469,94]	[144,33]	[236,63]	[249,15]

Fonte: Elaboração pelos autores, a partir da PNADC/IBGE.

Notas: (1) * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; sem asteriscos não significativos. (2) As abreviaturas representam o efeito composição (Ef. comp.) e o efeito estrutura salarial (Ef. estrut.).

Ressalta-se, como diferença em relação à análise anterior (Tabela 3), que, em 2019, o efeito composição se tornou negativo em todos os quantis salariais, consolidando as tendências anteriores, de que as mulheres possuem vantagem nos atributos produtivos, sobretudo, por denotarem maiores níveis de escolaridade do que homens. Uma vez mais, a crescente representatividade das mulheres em empregos com carteira de trabalho assinada e nas categorias de PCA e técnico contribuiu para que o efeito composição fosse negativo nos dois setores em 2019.

Quanto ao efeito estrutura salarial, similarmente ao verificado na Tabela 3, houve aumento desse componente na maior parte dos quantis salariais do setor agrícola. No setor não agrícola, por outro lado, houve um declínio generalizado dessa parcela, exceto no 90º quantil da distribuição.

Por meio das Tabelas 3 e 4, pode-se destacar algumas diferenças entre os dois setores. Em primeiro lugar, os hiatos salariais foram, em média, superiores no setor agrícola, independentemente do ano considerado. Tal fato diverge dos resultados de Pimenta et al. (2019), que encontraram maiores diferenças salariais entre os grupos inseridos nos setores secundário e terciário, e de Costa et al. (2016), que identificaram maiores diferenciais na indústria.

Em segundo lugar, o efeito composição desempenhou papel relevante para amenizar o gap salarial por gênero, em especial, no setor não agrícola. Na agricultura, tal componente passou a favorecer as mulheres apenas em 2015 (nos quantis salariais mais elevados) e em 2019 (em todos os quantis). De todo modo, observa-se consonância com os resultados de Costa et al. (2016), Maia et al. (2015) e

Maia et al. (2017), em que o efeito composição age no sentido de amenizar as diferenças salariais entre gêneros. Em terceiro lugar, o efeito estrutura salarial exerceu maior impacto sobre as trabalhadoras do setor não agrícola nos 50º, 75º e 90º quantis da distribuição, sugerindo que as mulheres inseridas em empregos com maiores salários são mais afetadas pela discriminação no emprego.

Os três pontos citados ressaltam a importância da implementação de políticas públicas que amenizem tais disparidades. De acordo com Maia (2020), as mulheres residentes nas áreas rurais alcançam escolaridade média mais elevada que os homens e são atraídas por atividades do setor terciário em áreas urbanas, enquanto os homens, muitas vezes, abandonam os estudos para se dedicarem às atividades profissionais nas unidades produtivas familiares. Ou seja, além da seletividade de gênero relativa à ocupação predominantemente masculina das atividades agropecuárias, que afeta a oferta de trabalho, tem-se o aumento da demanda de mulheres por ocupações mais qualificadas no setor não agrícola.

Na Tabela 5 é apresentada a decomposição dos diferenciais de salários entre brancos e não brancos, em 2004 e 2015 nos setores agrícola e não agrícola. Os resultados detalhados da Tabela 5 são retratados no Apêndice 3.

Ao contrário das diferenças por gênero, as desigualdades por cor foram maiores nos quantis superiores (Q.75 e Q.90), em ambos os setores e nos dois anos analisados. A explicação para esses resultados é que os efeitos composição e estrutura salarial apresentaram maiores magnitudes nos quantis salariais superiores, o que está de acordo com os resultados alcançados por Salardi (2013) para o mercado de trabalho brasileiro.

Tabela 5. Decomposição das diferenças salariais entre brancos e não brancos, Brasil, 2004 e 2015

2004										
	Setor agrícola					Setor não agrícola				
	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90
Brancos	0,179*	0,703*	1,136*	1,673*	2,469*	0,933*	1,263*	1,786*	2,414*	3,182*
Não brancos	-0,181*	0,448*	0,902*	1,206*	1,659*	0,466*	0,964*	1,384*	1,857*	2,468*
Diferença %	0,360*	0,255*	0,235*	0,467*	0,810*	0,468	0,299*	0,403*	0,558*	0,714*
	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]
Ef. comp. %	0,333*	0,270*	0,277*	0,382*	0,648*	0,274*	0,300*	0,292*	0,414*	0,426*
	[92,50]	[106,21]	[118,06]	[81,69]	[79,99]	[58,60]	[100,12]	[72,39]	[74,33]	[59,66]
Ef. estrut. %	0,027*	-0,016	-0,042	0,085*	0,162*	0,194*	-0,000	0,111*	0,143*	0,288*
	[7,50]	[-6,21]	[-18,06]	[18,31]	[20,01]	[41,40]	[-0,12]	[27,61]	[25,67]	[40,34]
2015										
	Setor agrícola					Setor não agrícola				
	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90
Brancos	0,610*	1,247*	1,638*	2,177*	2,854*	1,428*	1,759*	2,168*	2,698*	3,411*
Não brancos	0,195*	0,852*	1,355*	1,709*	2,162*	1,198*	1,544*	1,845*	2,280*	2,855*
Diferença %	0,415*	0,394*	0,283*	0,467*	0,693*	0,230*	0,215*	0,324*	0,418*	0,557*
	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]
Ef. comp. %	0,439*	0,300*	0,284*	0,314*	0,518*	0,185*	0,204*	0,233*	0,314*	0,351*
	[105,69]	[75,94]	[100,08]	[67,15]	[74,77]	[80,58]	[94,70]	[72,04]	[75,01]	[62,98]
Ef. estrut. %	-0,024	0,095*	-0,000	0,153*	0,175*	0,045*	0,011*	0,090*	0,105*	0,206*
	[-5,69]	[24,06]	[-0,08]	[32,85]	[25,23]	[19,42]	[5,30]	[27,96]	[24,99]	[37,02]

Fonte: Elaboração pelos autores, a partir da PNAD/IBGE.

Notas: (1) * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; sem asteriscos não significativos. (2) As abreviaturas representam o efeito composição (Ef. comp.) e o efeito estrutura salarial (Ef. estrut.).

Em comparação aos não brancos, os trabalhadores brancos retrataram maiores níveis de escolaridade e maiores representatividades em empregos com carteira de trabalho assinada

e nas categorias de Dirigente e PCA. Portanto, essas variáveis contribuíram para que o efeito composição fosse positivo e explicasse uma considerável parcela da desigualdade salarial por cor nos dois setores, especialmente, na parte superior da distribuição. Ao contrário das desigualdades salariais por gênero, as diferenças por cor foram explicadas, majoritariamente, pela desvantagem dos não brancos nas variáveis ocupacionais e de capital humano, ou seja, no efeito composição. Evidências semelhantes foram obtidas por Jesus (2015) para o segmento agrícola brasileiro e por Costa et al. (2016) para o mercado de trabalho agregado. Cabe destacar que as disparidades educacionais e ocupacionais tendem a ser mais elevadas entre os grupos alocados na agricultura, o que pode explicar o maior impacto do efeito composição nesse setor.

Os diferenciais de salários entre brancos e não brancos foram inferiores no setor agrícola em 2004. No entanto, em 2015, esse setor passou a deter os maiores níveis de desigualdades salariais, em função do crescimento desse *gap* na maioria dos quantis do setor agrícola, ocorrendo o inverso no setor não agrícola. A justificativa para esses movimentos é que, em grande parte dos quantis salariais do setor agrícola, ocorreram elevações dos efeitos composição e estrutura salarial, enquanto no setor não agrícola ocorreram movimentos opostos. A relativa piora da agricultura no que tange às diferenças por cor também foi observada por Jesus (2015).

Na Tabela 6 é apresentada a decomposição dos diferenciais de salários entre brancos e não brancos, em 2012 e 2019 nos setores agrícola e não agrícola. Os resultados detalhados da Tabela 6 são apresentados no Apêndice 4.

A principal distinção em relação à análise anterior (Tabela 5) é que, em geral, houve crescimento das diferenças salariais entre brancos e não brancos nos dois setores. As maiores diferenças se situaram nos quantis salariais extremos (Q.10 e Q.90). O alargamento do *gap* salarial por cor no período foi provocado, fundamentalmente, pelo crescimento do efeito estrutura salarial, acentuando as diferenças associadas à discriminação e a outros fatores não observáveis.

Tabela 6. Decomposição das diferenças salariais entre brancos e não brancos, Brasil, 2012 e 2019

2012										
	Setor agrícola					Setor não agrícola				
	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90
Brancos	0,416*	0,964*	1,399*	1,946*	2,704*	1,132*	1,426*	1,889*	2,513*	3,258*
Não brancos	-0,086*	0,540*	1,117*	1,473*	1,961*	0,856*	1,214*	1,535*	2,033*	2,641*
Diferença	0,502*	0,425*	0,283*	0,473*	0,743*	0,276*	0,212*	0,354*	0,481*	0,617*
%	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]
Ef. comp.	0,550*	0,330*	0,283*	0,345*	0,456*	0,216*	0,227*	0,285*	0,353*	0,373*
%	[109,48]	[77,78]	[100,17]	[72,99]	[61,39]	[78,03]	[107,46]	[80,42]	[73,34]	[60,54]
Ef. estrut.	-0,048	0,094*	0,000	0,128*	0,287*	0,061*	-0,016*	0,069*	0,128*	0,243*
%	[-9,48]	[22,22]	[-0,17]	[27,01]	[38,61]	[21,97]	[-7,46]	[19,58]	[26,66]	[39,46]
2019										
	Setor agrícola					Setor não agrícola				
	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90
Brancos	0,854*	1,446*	1,898*	2,485*	3,197*	1,638*	1,934*	2,381*	2,987*	3,686*
Não brancos	0,255*	0,956*	1,585*	1,997*	2,511*	1,281*	1,687*	2,047*	2,469*	3,076*
Diferença	0,599*	0,509*	0,313*	0,487*	0,685*	0,357*	0,247*	0,334*	0,519*	0,610*
%	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]	[100,00]
Ef. comp.	0,517*	0,350*	0,283*	0,354*	0,542*	0,183*	0,232**	0,267*	0,351*	0,393*
%	[86,21]	[68,63]	[90,51]	[72,75]	[79,14]	[51,45]	[94,17]	[79,84]	[67,75]	[64,48]
Ef. estrut.	0,083**	0,160*	0,030**	0,133*	0,143*	0,173*	0,014*	0,067*	0,167*	0,217*
%	[13,79]	[31,37]	[9,49]	[27,25]	[20,86]	[48,55]	[5,83]	[20,16]	[32,25]	[35,52]

Fonte: Elaboração pelos autores, a partir da PNADC/IBGE.

Notas: (1) * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; sem asteriscos não significativos. (2) As abreviaturas representam o efeito composição (Ef. comp.) e o efeito estrutura salarial (Ef. estrut.).

Não obstante, as diferenças salariais entre os referidos grupos permaneceram explicadas, predominantemente, pelo efeito composição, sendo essa parcela mais proeminente no setor agrícola. No que tange ao comportamento do efeito composição, entre 2012 e 2019, houve recuo na maioria dos quantis salariais do setor não agrícola (Q.10, Q.50 e Q.75) e aumento na maior parte dos quantis do setor agrícola (Q.25, Q.50, Q.75, Q.90), tendências já verificadas na Tabela 5. Os resultados revelam que o efeito estrutura salarial foi mais expressivo nas faixas salariais superiores, o que também é verificado por Salardi (2013).

Os aumentos dos efeitos estrutura e composição observados na agricultura e em determinados quantis do setor não agrícola entre 2012 e 2019 podem estar refletindo os impactos adversos da crise econômica brasileira sobre os não brancos. De acordo com Catelan & Cunha (2019), o processo de precarização do mercado de trabalho brasileiro, a partir da crise econômica de 2015/2016, atingiu, em maior medida, os indivíduos não brancos. Esse processo se deu, por exemplo, por quedas nos empregos assalariado e formal e por aumentos nos empregos por conta própria e no emprego informal.

Essas constatações comprovaram que as desigualdades salariais no mercado de trabalho brasileiro se expressaram de modo distinto nos dois setores econômicos investigados e nos diferentes pontos da distribuição de salários. Em especial, o *gap* salarial se mostrou, comparativamente, maior entre os grupos do setor agrícola, confirmando as hipóteses preliminares do estudo. Evidencia-se, com isso, a relevância de um sistema de proteção social que assegure a equalização da renda dos trabalhadores de ambos os setores (Garcia, 2014) e que amenize as disparidades educacionais e ocupacionais (Costa et al., 2016). O processo de tecnificação na produção agrícola impacta o mercado de trabalho, eleva a demanda por mão de obra qualificada nesse setor e proporciona ganhos salariais (Maia & Sakamoto, 2014). No meio rural, o capital humano também é útil para a obtenção de empregos não agrícolas, cujo rendimento é superior quando comparado com atividades agrícolas (Telles et al., 2017).

Em relação ao efeito estrutura salarial, é importante que uma ressalva seja feita. Possivelmente, parte do percentual não explicado está associado às características pessoais ou culturais dos indivíduos, quais a medição numérica não é possível, tais como atitudes, decisões, ambições individuais, entre outros. Nesse sentido, de alguma forma, os valores apresentados como *proxy* da discriminação podem estar superestimados. Por outro lado, ao considerar que as diferenças históricas de acesso a escolaridade dos negros e da grande desigualdade de renda fazem parte do efeito composição, pode-se estar subestimando evidências implícitas da discriminação (Zucchi & Hoffmann, 2004).

5. Considerações finais

O presente estudo analisou as diferenças salariais entre homens e mulheres e entre brancos e não brancos ocupados nos setores agrícola e não agrícola do Brasil nos anos de 2004, 2012, 2015 e 2019. Para isso, foram utilizados os dados da PNAD para examinar os anos de 2004 e 2015 e os dados da PNADC para os anos de 2012 e 2019. Os resultados comprovaram a superioridade dos salários dos homens e dos brancos em relação às mulheres e aos não brancos, sendo essas desigualdades mais acentuadas no setor agrícola.

Os resultados comprovaram que os diferenciais salariais entre homens e mulheres foram mais acentuados no setor agrícola, independentemente do ano considerado. Em geral, as desigualdades salariais por gênero foram mais expressivas na parte inferior da distribuição salarial. Ademais, no setor agrícola em 2004, o principal fator explicativo das diferenças nos

quantis inferiores (Q.10 e Q.25) foi o efeito estrutura salarial, enquanto nos quantis superiores (Q.75 e Q.90) foi o efeito composição. O inverso ocorreu em 2015 e em 2019, quando o efeito composição se tornou negativo nos quantis superiores, refletindo o maior nível de qualificação alcançado pelas mulheres e a crescente participação feminina em empregos com carteira de trabalho assinada e nas categorias de PCA e Técnico, ocupações mais bem remuneradas do que os empregos sem carteira e operacionais, nos quais os homens foram mais representativos. Desse modo, a vantagem feminina no efeito composição teve papel relevante para amenizar o *gap* salarial entre homens e mulheres.

As diferenças salariais por cor foram explicadas, majoritariamente, pela desvantagem dos trabalhadores não brancos no efeito composição. Em particular, os indivíduos brancos retrataram maiores níveis de escolaridade e maiores representatividades em empregos com carteira de trabalho assinada e nas categorias de Dirigente e PCA. Essas disparidades tendem a ser maiores no setor agrícola, o que pode justificar o maior impacto do efeito composição nas diferenças salariais por cor nesse setor.

Os diferenciais entre brancos e não brancos foram mais expressivos no quantil mais elevado da distribuição salarial (Q.90) em todo o período e nos dois setores considerados, em função das magnitudes relativamente maiores dos efeitos composição e estrutura salarial nesse quantil. Essas diferenças foram mais proeminentes no setor agrícola em 2004. Contudo, nos anos de 2012, 2015 e 2019, a agricultura passou a deter os maiores níveis de desigualdade salarial por cor.

De modo geral, o setor agrícola apresentou os maiores níveis de disparidade salarial entre os grupos analisados, como esperado. Essas constatações comprovaram que as desigualdades ocupacionais e salariais no mercado laboral brasileiro se expressam de modo distinto nos setores de atividade e, também, nos intervalos de renda. A heterogeneidade está relacionada à segmentação no mercado de trabalho, às diferenças nas características produtivas dos trabalhadores e à discriminação no emprego.

Dessa forma, ressalta-se a importância de melhor articulação das políticas setoriais, sociais e de trabalho. Para isso, é necessário institucionalizar e ampliar os programas educacionais e extensionistas, voltados aos pequenos agricultores e aos grupos desfavorecidos do setor agrícola. De igual modo, é imprescindível a adoção de medidas voltadas para a redução das assimetrias produtivas e discriminatórias no mercado de trabalho agrícola brasileiro. Assim, deve-se prover melhor interação entre as políticas educacionais e as demandas sociais, de modo a garantir a todos a permanência em um sistema de ensino acessível e de qualidade. Simultaneamente é indispensável o aperfeiçoamento do arcabouço jurídico-institucional e da fiscalização pertinentes às relações de trabalho no Brasil.

Por fim, este estudo contribui com a literatura existente ao incorporar uma estratégia metodológica que permite averiguar as desigualdades salariais entre os grupos em diferentes intervalos de rendimentos e investigar as divergências entre os setores agrícola e não agrícola. No entanto, não esgota o tema em questão, mas busca delinear a evolução do cenário, bem como auxiliar em futuras análises e reflexões que objetivem, dentre muitos aspectos, olhar para as divergências de rendimentos existentes entre trabalhadores de distintos gêneros, cores de pele, setores, regiões censitárias e outras características. Cabe então aos formuladores de políticas públicas a visão de longo prazo, para que haja não somente a modernização dos meios de produção, traduzida em tecnificação, mas também objetivando a equidade na formação educacional da população e o combate a qualquer tipo de discriminação.

Referências

- Arraes, R. A., & Mariano, F. Z. (2019). Decomposição quantífica incondicional dos diferenciais de desempenho entre alunos de escolas privadas e públicas profissionalizantes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 49(3), 29-80.
- Arrow, K. J. (1973). The theory of discrimination. In O. Ashenfelter & H. Hill (Eds.), *Discrimination in labor markets* (pp. 88-113). Princeton: Princeton University Press.
- Augusto, N., Roselino, J., & Ferro, A. R. (2015). A evolução recente da desigualdade entre negros e brancos no mercado de trabalho do Brasil. *Pesquisa & Debate*, 26(2), 105-127.
- Bacchi, M. D., Maia, K., Souza, S. C. I., Gomes, M. R., Catelan, D. W., & Fonseca, M. R. (2017). Diferenças salariais e discriminação por gênero e cor na região sudeste do Brasil. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, 37(2), 276-305.
- Becker, G. S. (1964). *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. Chicago: University of Chicago Press.
- Becker, G. S. (1971). *The economics of discrimination*. Chicago: University of Chicago press.
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455.
- Buainain, A. M., Alves, E., Silveira, J. M., & Navarro, Z. (2014). *O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Brasília, DF: Embrapa.
- Cacciamali, M. C., & Tatei, F. (2016). Mercado de trabalho: da euforia do ciclo expansivo e de inclusão social à frustração da recessão econômica. *Estudos Avançados*, 30(87), 103-121.
- Catelan, D. W., & Cunha, M. S. (2019). Realocação setorial da ocupação e seus efeitos sobre o crescimento da informalidade no Brasil no período 2015-2018. In *Anais do XXII Encontro de Economia da Região Sul - Anpec Sul*. Maringá: ANPEC.
- Costa, R. A., Costa, E. M., & Mariano, F. Z. (2016). Diferenciais de rendimentos nas áreas rurais do Brasil. *Revista de Política Agrícola*, 25(4), 112-135.
- Dinardo, J., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (1996). Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach. *Econometrica*, 64(5), 1001-1044.
- Firpo, S., Fortin, N., & Lemieux, T. (2007). *Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions*. Vancouver, BC: University of British Columbia.
- Garcia, J. R. (2014). Trabalho rural: tendências em face das transformações em curso. In A. M. Buainain, E. Alves, J. M. Silveira & Z. Navarro (Eds.), *O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola* (pp. 559-590). Brasília, DF: Embrapa.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153-161.
- Hoffmann, R., & Jesus, J. G. (2015). Distribuição do rendimento das pessoas ocupadas no Brasil, de 1992 a 2014, destacando as atividades agrícolas. *Revista de Economia Agrícola*, 62(2), 5-19.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2015). *Principais diferenças metodológicas entre as pesquisas PME, PNAD e PNAD Contínua*. Rio de Janeiro: IBGE.
- Jesus, J. G. (2015). A evolução do diferencial de rendimentos entre negros e brancos nos setores agrícola e não agrícola no Brasil. *Orbis Latina*, 5(1), 159-184.
- Lima, R. (1980). Mercado de trabalho: o capital humano e a teoria da segmentação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 10(1), 217-272.

- Maia, A. G. (2020). Mudanças demográficas no rural brasileiro de 2006 a 2017. In J. E. R. Vieira-Filho & J. G. Gasques (Org.), *Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de Censo agropecuário* (pp. 67-75). Brasília, DF: Ipea.
- Maia, A. G., & Sakamoto, C. S. (2014). A nova configuração do mercado de trabalho agrícola brasileiro. In A. M. Buainain, E. Alves & J. M. Silveira (Org.), *O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola* (v. 21, pp. 591-620). Brasília, DF: Embrapa.
- Maia, K., Devidé Júnior, A., Souza, S. C., & Cugini, S. B. (2015). A mão de obra feminina no mercado de trabalho brasileiro: discriminação salarial por gênero. *Revista Ciências Sociais em Perspectiva*, 14(26), 30-53.
- Maia, K., Souza, S. C., Gomes, M. R., Moura, F. K., & Silva, R. J. (2017). Discriminação salarial por gênero e cor no Brasil: uma herança secular. *Revista Espacios*, 38(31), 16-37.
- Meireles, D. C. (2014). *Diferenciais de rendimentos por gênero: uma análise dos efeitos composição e estrutura salarial no Brasil (1976, 1987, 1996 e 2009)* (Dissertação de mestrado). Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, RN.
- Melly, B. (2005). Decomposition of differences in distribution using quantile regression. *Labour Economics*, 12(4), 577-590.
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693-709.
- Phelps, E. S. (1972). The statistical theory of racism and sexism. *The American Economic Review*, 62(4), 659-661.
- Pimenta, I. S., Cirino, J. F., & Cassuce, F. C. C. (2019). Diferencial de rendimentos por sexo nos grandes setores econômicos do Brasil. *Revista da ABET*, 18(1), 62-81.
- Pinto, M., & Cunha, M. S. (2015). Emprego e diferenciais de rendimentos no setor agrícola brasileiro: uma análise desagregada por subsetor. *Revista de Economia e Agronegócio*, 12(1), 49-70.
- Salardi, P. (2013). *An analysis of pay and occupational differences by gender and race in Brazil: 1987 to 2006* (Tese de Doutorado), University of Sussex, Falmer, ES.
- Schultz, T. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1-17.
- Schwaab, K. S., Dutra, V. R., Marschner, P. F., & Ceretta, P. S. (2019). How much heavier is a "hoe" for women? wage gender discrimination in the brazilian agricultural sector. *Contextus: Revista Contemporânea de economia e gestão*, 17(2), 37-62.
- Soares, S., Souza, L. R., Silva, W. J., & Silveira, F. G. (2015). *Perfil da pobreza: Norte e Nordeste rurais*. Brasília, DF: International Policy Centre for Inclusive Growth.
- Telles, T. S., Costa, G. V., Bacchi, M. D., & Laurenti, A. C. (2017). Rural population occupied development in the regions of Brazil from 2001 to 2009. *Interações*, 18(1), 17-26.
- Zucchi, J. D., & Hoffmann, R. (2004). Diferenças de renda associadas à cor: Brasil, 2001. *Pesquisa e Debate*, 15(1), 107-129.

Recebido: Maio 28, 2019.

Aceito: Outubro 03, 2021.

JEL Classification: Q12; J71; J3

Apêndice 1. Decomposição dos diferenciais de salários entre homens e mulheres nos quantis da distribuição, Brasil, 2004 e 2015

	2004										2015										
	Agrícola					Não Agrícola					Agrícola					Não Agrícola					
	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	
Homens	-0,019*	0,578*	0,954*	1,407*	1,987*	0,865*	1,217*	1,682*	2,278*	2,979*	0,404*	0,969*	1,442*	1,888*	2,400*	1,405*	1,656*	2,052*	2,493*	3,195*	
Mulheres	-0,444*	0,230*	0,851*	1,213*	1,712*	0,509*	1,033*	1,458*	2,057*	2,760*	-0,173*	0,526*	1,312*	1,756*	2,251*	1,243*	1,567*	2,089*	1,880*	2,476*	3,113*
Diferença	0,425*	0,348*	0,103*	0,195*	0,274*	0,357*	0,185*	0,224*	0,221*	0,218*	0,577*	0,443*	0,130*	0,132*	0,148*	0,162*	0,148*	0,162*	0,172*	0,018**	0,082*
Ef. compos.	0,057*	0,074*	0,057*	0,115*	0,140*	0,067*	0,064*	0,022*	-0,058*	-0,177*	0,088	0,046**	0,000*	-0,030**	-0,042**	-0,017*	-0,032*	-0,068*	-0,148*	-0,323*	
Educação_2	-0,002	-0,001	-0,001	-0,002	-0,004	0,009*	0,009*	0,011*	0,011*	0,009*	-0,003	-0,003	-0,002	-0,003	-0,003	-0,003	0,007*	0,007*	0,007*	0,006*	
Educação_3	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,001	0,007*	0,006*	0,009*	0,010*	0,009*	-0,003	-0,003	-0,002	-0,004	-0,006	-0,006	0,009*	0,010*	0,011*	0,010*	
Educação_4	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000	-0,020*	-0,025*	-0,035*	-0,046*	-0,047*	-0,016*	-0,015*	-0,010*	-0,020*	-0,028*	-0,028*	-0,007*	-0,009*	-0,011*	-0,011*	
Educação_5	0,001*	0,000*	0,000*	0,000*	0,001*	0,002*	-0,014	-0,023	-0,042	-0,085	-0,178	-0,005	-0,005	-0,003	-0,008	-0,016	-0,045	-0,071	-0,117	-0,224	
Idade	-0,032**	-0,026	-0,012	-0,028	0,003	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,001	-0,044	-0,038	-0,014	-0,023	-0,016	-0,019*	-0,029*	-0,037*	-0,028*	-0,015**
Idade ²	0,020**	0,015	0,007	0,013	0,014	-0,008*	-0,008*	-0,008*	-0,007*	-0,007*	-0,001	0,025	0,021	0,007	0,011	0,002	0,013*	0,018*	0,023*	0,015*	0,000
Dirigente	0,001	0,001	0,003*	0,007*	0,014*	0,001*	0,003*	0,007*	0,017*	0,032*	0,000	0,000	0,000	0,002	0,004	0,000	0,000	0,002*	0,005*	0,010*	
PCA	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,005*	-0,010*	-0,019*	-0,041*	-0,084*	0,000	0,001	0,000	-0,002	-0,007	-0,005*	-0,016*	-0,034*	-0,073*	-0,160*	
Técnico	0,000	0,000	0,001*	0,002*	0,004*	-0,004*	-0,006*	-0,010*	-0,018*	-0,022*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,001*	-0,002*	-0,004*	-0,006*	-0,009*	
Centro-Oeste	0,039*	0,026*	0,024*	0,034*	0,035*	-0,002*	-0,002*	-0,001*	-0,001*	-0,001*	0,000*	0,036*	0,031*	0,020*	0,028*	0,000	-0,001	-0,001	0,000	0,000	
Dist. Federal	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,001*	-0,001*	-0,001*	-0,001*	-0,001*	-0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,001*	-0,002*	-0,001*	-0,003*	
Norte	0,042*	0,026*	0,017*	0,022*	0,025*	0,003*	0,003*	0,001*	0,001*	0,000	0,040	0,029*	0,014*	0,013*	0,011*	0,001*	0,002*	0,001*	0,001*	0,000	
Sudeste	-0,039*	-0,025	-0,019	-0,024	-0,022	0,006*	0,006*	0,004*	0,004*	0,002*	0,000	-0,067*	-0,060*	-0,038*	-0,042*	-0,005*	-0,005*	-0,001	-0,002	-0,001	
Sul	0,002	0,001	0,001	0,003	0,000	0,025*	0,019*	0,013*	0,013*	0,004*	0,001	0,004	0,003	0,002	0,000	0,001	0,001	0,002**	0,001**	0,001**	
Com carteira	-0,002	-0,003	-0,003	-0,003	-0,011*	-0,016*	-0,016*	-0,014*	-0,014*	-0,012*	0,011*	0,093*	0,052*	0,003	-0,027*	-0,039*	0,013*	0,015*	0,015*	0,013*	
Contáprópria	0,016**	0,007	-0,003*	-0,003*	-0,011*	-0,016*	-0,016*	-0,014*	-0,014*	-0,012*	0,011*	0,093*	0,052*	0,031*	0,020*	0,028*	0,000	-0,001	0,000	0,000	
Empregador	-0,004*	0,002*	0,010*	0,025*	0,062*	0,009*	0,008*	0,010*	0,010*	0,017*	-0,002*	0,002**	0,006*	0,016*	0,038*	0,004*	0,005*	0,006*	0,008*	0,014*	
Urbano	0,004**	0,001*	-0,001	-0,003*	-0,005*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,002	-0,002	-0,001*	-0,001*	-0,001*	-0,001*	
Chefe	0,000	0,029	0,036	0,061*	0,124*	0,020*	0,040*	0,077*	0,099	0,189*	0,011	0,024*	0,013**	0,028*	0,020	0,004**	0,012*	0,022*	0,026*	0,042*	
Mills	0,012	0,020	-0,002	0,011	-0,070	0,031*	0,024*	-0,009	-0,036	-0,118*	0,004	-0,008	-0,003	-0,007	0,006	0,001	0,002**	-0,001	0,002**	-0,005*	
Ef. estrut.	0,368*	0,275*	0,046*	0,080*	0,134*	0,290*	0,121*	0,202*	0,279*	0,395*	0,489*	0,397*	0,130*	0,162*	0,191*	0,179*	0,121*	0,240*	0,166*	0,406*	

Fonte: Elaboração dos autores, a partir da PNAD/IBGE.

Notas: (1) * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; sem asteriscos não significativo. (2) A nomenclatura de algumas variáveis foram abreviadas, como segue:
Efeito composição (Ef. compos.), Distrito Federal (Dist. Federal) e Efeito estrutura (Ef. estr.).

Apêndice 2. Decomposição dos diferenciais de salários entre homens e mulheres nos quantis da distribuição, Brasil, 2012 e 2019

	2012										2019										
	Agrícola					Não Agrícola					Agrícola					Não Agrícola					
	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	
Homens	0,151*	0,720*	1,199*	1,669*	2,286*	1,097*	1,370*	1,823*	2,355*	3,082*	0,503*	1,152*	1,732*	2,191*	2,760*	1,541*	1,793*	2,247*	2,789*	3,461*	
Mulheres	-0,274*	0,416*	1,099*	1,546*	2,125*	0,867*	1,258*	1,597*	2,189*	2,906*	0,247*	0,913*	1,672*	2,061*	2,636*	1,372*	1,783*	2,110*	2,701*	3,323*	
Diferença	0,424*	0,303*	0,100*	0,124*	0,160*	0,229*	0,112*	0,226*	0,166*	0,175*	0,255*	0,239*	0,059*	0,130*	0,124*	0,169*	0,010*	0,137*	0,088*	0,137*	
Ef. compós.	0,075*	0,030**	0,003	0,021	-0,003	-0,006**	-0,025*	-0,088*	-0,139*	-0,198*	-0,046*	-0,040*	-0,062*	-0,104*	-0,045*	-0,045*	-0,036*	-0,061*	-0,120*	-0,205*	
Educação_2	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,009*	0,007*	0,007*	0,006*	0,004*	0,003***	0,004***	0,002**	0,004***	0,005**	0,010*	0,007*	0,007*	0,005*	0,000	
Educação_3	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,011*	0,010*	0,010*	0,012*	0,014*	0,012*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,014*	0,010*	0,013*	0,011*	0,006*
Educação_4	-0,010*	-0,011*	-0,011*	-0,011*	-0,019*	-0,028*	-0,010*	-0,011*	-0,014*	-0,016*	-0,012*	-0,015**	-0,020*	-0,016*	-0,031*	-0,034*	-0,002**	-0,002**	-0,003***	-0,001**	
Educação_5	-0,002**	-0,003*	-0,004*	-0,010*	-0,023*	-0,029*	-0,040*	-0,065*	-0,127*	-0,177*	-0,005	-0,012*	-0,013*	-0,032*	-0,066*	-0,037*	-0,042*	-0,077*	-0,117*	-0,150*	
Idade	-0,001	-0,003	-0,003	-0,004	-0,004	0,002**	0,005**	0,008**	0,010**	0,010**	0,003	-0,012	0,001	0,007	0,026**	0,022	-0,002	0,006*	0,016*	-0,004	
Idade ²	-0,002	-0,011	-0,011	-0,016	-0,013	-0,002**	-0,011*	-0,017*	-0,021*	-0,021*	-0,002	0,032	0,007	-0,009	-0,041*	-0,032	0,008**	-0,007*	-0,023*	-0,022*	0,018**
Dirigente	0,002*	0,002*	0,001*	0,004*	0,011*	0,000	0,001*	0,004*	0,009*	0,014*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,001*	0,002*	0,005*	0,013*	0,023*	
PCA	0,000	0,000	0,000	-0,001	-0,003	-0,006*	-0,011*	-0,023*	-0,057*	-0,100*	0,000	0,000	-0,001**	-0,005*	-0,018*	-0,010*	-0,013*	-0,029*	-0,066*	-0,113*	
Técnico	0,000	0,000	0,000	-0,001	-0,002	0,002*	0,003	0,006*	0,009*	0,009*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001*	0,001*	0,002*	0,004*	0,003*	
Centro-Carteira	0,023*	0,021*	0,014*	0,017*	0,017*	0,001	0,001	0,000	0,000	0,019*	0,013*	0,019*	0,019*	0,015*	-0,001	-0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	
Dist.	0,001	0,001	0,000	0,001	-0,001*	-0,001*	-0,001*	-0,002*	-0,003**	-0,003**	-0,002	-0,001**	-0,001**	-0,003**	-0,001*	-0,001**	-0,001**	-0,001**	-0,001*	-0,001**	
Federal																					
Norte	0,024*	0,015*	0,009*	0,008*	0,010*	0,001*	0,001*	0,001*	0,001*	0,000	0,030*	0,022*	0,015*	0,012*	0,007*	0,000	0,000*	0,000*	0,000*	0,000	
Sudeste	-0,013**	-0,012**	-0,006	-0,006	-0,005**	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,021*	-0,020*	-0,010*	-0,008*	-0,007**	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
Sul	-0,041*	-0,038*	-0,024*	-0,027*	-0,041*	-0,002*	-0,002**	-0,002**	-0,001*	-0,000**	-0,093*	-0,092*	-0,051*	-0,051*	-0,051	-0,001	-0,011*	-0,006*	-0,004*	-0,003*	
Com	0,001	0,001	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,001	-0,001	0,000	0,000	0,000	
Contá	0,027*	0,019*	-0,001	-0,014*	-0,021*	0,006*	0,008*	0,009*	0,010*	0,005*	0,062*	0,035*	0,002	-0,015*	-0,027*	-0,001	0,004*	0,007*	0,005*	-0,005**	
própria																					
Empregador	0,000	0,005	0,008*	0,021*	0,050*	0,009*	0,008*	0,010*	0,017*	0,026	0,000	0,002**	0,003**	0,008*	0,018**	0,009*	0,010*	0,016*	0,017		
Urbano	-0,001	-0,001	0,000	-0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,002	0,003	-0,001*	0,000*	0,000	0,000*	0,000	0,000		
Chefe	0,058*	0,051*	0,048*	0,056*	0,100*	-0,002	0,023*	0,044*	0,070*	0,087*	0,027*	0,025*	0,018*	0,038*	0,048*	0,000	0,005*	0,011*	0,015*	0,018*	
Mills	0,006	-0,009	-0,019*	-0,029*	-0,028**	0,008*	0,000	-0,005*	-0,012*	-0,005	-0,033*	-0,016*	-0,001	0,015**	0,014	-0,022*	-0,008*	0,005**	0,008**	-0,014**	
Ef. estrut.	0,349*	0,273*	0,097*	0,103*	0,140*	0,232*	0,119*	0,251*	0,254*	0,314*	0,263*	0,286*	0,099*	0,192*	0,228*	0,214*	0,046*	0,198*	0,208*	0,343*	

Fonte: Elaboração dos autores, a partir da PNADC/IBGE.

Notas: (1) * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; sem asteriscos não significativo. (2) A nomenclatura de algumas variáveis foram abreviadas, como segue: Efeito composição (Ef. compos.), Distrito Federal (Dist. Federal) e Efeito estrutura (Ef. estr.).

Apêndice 3. Decomposição dos diferenciais de salários entre brancos e não brancos nos quantis da distribuição, Brasil, 2004 e 2015

	2004										2015										
	Agrícola					Não Agrícola					Agrícola					Não Agrícola					
	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	
Brancos	0,179*	0,703*	1,136*	1,673*	2,469*	0,933*	1,263*	1,786*	2,414*	3,182*	0,610*	1,247*	1,638*	2,177*	2,855*	1,428*	1,759*	2,168*	2,698*	3,411*	
Não Brancos	-0,181*	0,448*	0,902*	1,206*	1,659*	0,466*	0,964*	1,384*	1,857*	2,468*	0,195*	0,852*	1,355*	1,710*	2,162*	1,198*	1,544*	1,845*	2,280*	2,855*	
Diferença	0,360*	0,255*	0,235*	0,467*	0,810*	0,468*	0,299*	0,403*	0,558*	0,714*	0,415*	0,394*	0,283*	0,467*	0,693*	0,230*	0,215*	0,324*	0,418*	0,557*	
Ef. compos.	0,333*	0,270*	0,277*	0,382*	0,648*	0,274*	0,300*	0,292*	0,414*	0,426*	0,439*	0,300*	0,284*	0,314*	0,518*	0,185*	0,204*	0,233*	0,314**	0,351*	
Educação_2	0,028*	0,020*	0,020*	0,029*	0,048*	-0,008*	-0,010*	-0,010*	-0,010	-0,011	0,008	0,011*	0,010*	0,010*	0,008**	0,008**	-0,006*	-0,002**	-0,002*	-0,003*	0,000
Educação_3	0,009*	0,008*	0,010*	0,016*	0,025*	-0,003*	-0,003*	-0,003*	-0,004	-0,004	0,008**	0,007*	0,008*	0,010*	0,015*	-0,007*	-0,005*	-0,005*	-0,007*	-0,007*	
Educação_4	0,017*	0,016*	0,019*	0,038*	0,091*	0,025*	0,037*	0,043*	0,053*	0,051*	0,033*	0,024*	0,033*	0,042*	0,052*	0,055*	0,042*	0,045*	0,045*	0,006*	0,005
Educação_5	0,005*	0,005*	0,007*	0,018*	0,059*	0,029*	0,055*	0,089*	0,193*	0,265*	0,014*	0,013*	0,017*	0,029*	0,065*	0,043*	0,052*	0,093*	0,162*	0,202*	
Idade	0,057*	0,058*	0,056*	0,066*	0,128*	0,059*	0,058*	0,058*	0,048*	-0,001	0,137**	0,040	0,064*	0,052**	-0,001	0,017*	0,020*	0,037*	0,033*	-0,009	
Idade ²	-0,046*	-0,043*	-0,042*	-0,048*	-0,080*	-0,049*	-0,047*	-0,044*	-0,044*	-0,030*	0,019	-0,134**	-0,037	-0,056**	-0,031	0,037	-0,015*	-0,016*	-0,029*	-0,019*	0,029*
Dirigente	0,000	0,000	0,003*	0,005*	0,006*	0,003*	0,009*	0,017*	0,037*	0,042*	-0,001**	0,000	0,002*	0,005**	0,013*	0,002*	0,007*	0,015*	0,026*	0,031*	
PCA	0,000	0,000	0,000*	0,001*	0,002	0,007*	0,015*	0,028*	0,055*	0,059*	0,000	0,000	0,001*	0,004*	0,006**	0,007*	0,018*	0,042*	0,069*	0,072*	
Técnico	0,000	0,000	0,001*	0,004*	0,005*	0,002*	0,004*	0,007*	0,009*	0,007**	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,002*	0,004*	0,007*	0,009*	
Centro-Oeste	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,010*	-0,005*	-0,005*	-0,006*	-0,002	0,007	0,004	0,003	0,003	0,004	0,004	0,010*	-0,008*	-0,006*	-0,004*	
Dist. Federal	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,003	-0,002	-0,002	-0,004	-0,007	0,002	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,001	-0,001	-0,002	-0,004	
Norte	-0,095*	-0,063*	-0,049*	-0,048*	-0,058*	-0,036*	-0,025*	-0,016*	-0,016*	-0,006*	-0,142*	-0,062*	-0,049*	-0,035*	-0,027**	-0,018*	-0,014*	-0,010*	-0,009*	-0,007**	
Sudeste	0,097*	0,065*	0,052*	0,042*	0,040*	0,071*	0,061*	0,042*	0,039*	0,029*	0,157*	0,080*	0,053*	0,029*	0,025*	0,036*	0,032*	0,021*	0,016*	0,013*	
Sul	0,241*	0,164*	0,138*	0,147*	0,178*	0,106*	0,092*	0,048*	0,039*	0,013*	0,378*	0,200*	0,150*	0,112*	0,123*	0,089*	0,083*	0,050*	0,027*	0,007	
Com carteira	0,008*	0,011*	0,010*	0,005*	-0,003	0,054*	0,045*	0,024*	0,015*	0,005*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,024*	0,015*	0,008*	0,010*	0,010*	0,010*	
Conta própria	-0,017*	-0,003*	0,014*	0,026*	0,034*	-0,002*	-0,005	-0,004*	-0,005*	-0,004*	-0,039*	-0,003	0,015*	0,022*	0,030*	-0,002*	-0,004*	-0,006*	-0,006*	-0,004*	
Empregador	-0,002	0,012*	0,033*	0,072*	0,186*	0,011*	0,011*	0,010*	0,014*	0,020*	0,000	0,016*	0,028*	0,055*	0,152*	0,005*	0,005*	0,011*	0,017*		
Urbano	-0,001	0,000	0,001*	0,003*	0,005*	0,003*	0,003*	0,002*	0,002*	0,002*	0,001	0,003*	0,003*	0,003*	0,009**	0,002*	0,002*	0,004*	0,004*		
Chefe	0,003	0,004	0,006*	0,013*	0,014*	0,000	-0,002	-0,003*	-0,007*	-0,013*	0,004	0,002	0,001	0,001	0,004	0,000	-0,001*	-0,003*	-0,006*	-0,009*	
Mills	0,029	0,014	0,000	-0,007	-0,032	0,015*	0,014*	0,011*	-0,009*	-0,038*	0,005	0,002	-0,001	0,004	0,003	0,010*	0,007*	-0,003	0,007*	-0,006*	
Ef. estrut.	0,027*	-0,016	-0,042	0,085*	0,162*	0,194*	-0,000	0,111*	0,143*	0,288*	-0,024	0,095*	-0,000	0,153*	0,175*	0,045*	0,011*	0,050*	0,105*	0,206*	

Fonte: Elaboração dos autores, a partir da PNAD/IBGE.

Notas: (1) * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; sem asteriscos não significativo. (2) As nomenclaturas de algumas variáveis foram abreviadas, como segue:
Efeito composição (Ef. compos.), Distrito Federal (Dist. Federal) e Efeito estrutura (Ef. estr.).

Apêndice 4. Decomposição dos diferenciais de salários entre brancos e não brancos nos quantis da distribuição, Brasil, 2012 e 2019

	2012										2019										
	Agrícola					Não Agrícola					Agrícola					Não Agrícola					
	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	
Brancos	0,416*	0,964*	1,399*	1,946*	2,704*	1,132*	1,426*	1,889*	2,513*	3,258*	0,854*	1,466*	1,898*	2,485*	3,197*	1,638*	1,934*	2,381*	2,987*	3,686*	
Não brancos	-0,086*	0,540*	1,117*	1,473*	1,961*	0,856*	1,214*	1,535*	2,033*	2,641*	0,255*	0,956*	1,585*	1,997*	2,511*	1,281*	1,687*	2,047*	2,469*	3,076*	
Diferença	0,502*	0,425*	0,283*	0,473*	0,743*	0,276*	0,212*	0,354*	0,481*	0,617*	0,599*	0,509*	0,313*	0,487*	0,685*	0,357*	0,247*	0,334*	0,519*	0,610*	
Ef. compos.	0,550*	0,330*	0,283*	0,345*	0,456*	0,216*	0,227*	0,285*	0,353*	0,373*	0,517*	0,350*	0,283*	0,354*	0,542*	0,183*	0,001	-0,006**	-0,006*	0,393*	
Educação_2	0,017*	0,012*	0,017*	0,020*	0,017*	-0,012*	-0,012*	-0,009*	-0,009*	-0,009*	-0,006*	-0,006*	-0,009*	-0,008*	-0,006**	0,001	-0,007*	-0,007*	-0,004**	0,002	
Educação_3	0,012*	0,009*	0,011*	0,016*	0,010*	-0,014*	-0,012*	-0,014*	-0,014*	-0,017*	-0,015*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,010*	-0,008*	-0,012*	-0,009*	-0,004
Educação_4	0,037*	0,026*	0,036*	0,046*	0,042*	0,046*	0,042*	0,005*	0,005*	0,005*	0,038*	0,030*	0,040*	0,047*	0,021	-0,013*	-0,013*	-0,018*	-0,015*	-0,006**	
Educação_5	0,014*	0,014*	0,020*	0,040*	0,072*	0,068*	0,092*	0,153*	0,224*	0,240*	0,023*	0,021*	0,039*	0,061*	0,109*	0,065*	0,095*	0,145*	0,187*	0,184*	
Idade	0,100**	0,079*	0,089*	0,154*	0,035	0,012*	0,031*	0,067*	0,085*	0,028**	0,021	-0,028	0,184*	0,195**	-0,178	0,006	0,040*	0,091*	0,065*	-0,034	
Idade ²	-0,086**	-0,075*	-0,084*	-0,143*	-0,009	-0,005	-0,024*	-0,057*	-0,072*	-0,008	0,007	0,054	-0,182*	-0,190**	0,244	0,003	-0,029*	-0,081*	-0,046*	0,070**	
Dirigente	0,003**	0,002	0,005*	0,012*	0,014*	0,003*	0,007*	0,017*	0,028*	0,033*	0,001	0,002**	0,004*	0,014*	0,028*	0,004*	0,011*	0,021*	0,040*	0,052*	
PCA	-0,001	0,000	0,001**	0,005*	0,011*	0,010*	0,018*	0,038*	0,062*	0,072*	0,000	0,000	0,002*	0,009*	0,006	0,010*	0,022*	0,045*	0,081*	0,090*	
Técnico	0,000	0,000	-0,001	0,000	0,004*	0,006*	0,010*	0,012*	0,008*	0,000	0,000	0,000	0,001**	-0,004	0,003*	0,006*	0,008*	0,011*	0,009*	0,009	
Centro-Oeste	-0,008**	-0,004**	-0,003**	-0,004**	-0,004**	-0,011*	-0,008*	-0,005*	-0,005*	-0,003*	-0,001	-0,005	-0,003	-0,002	-0,002	-0,002	-0,010*	-0,008*	-0,006*	-0,003*	0,000
Dist. Federal	-0,001**	-0,001**	-0,001**	-0,001	-0,002*	-0,002*	-0,002*	-0,002*	-0,002*	-0,003*	-0,007*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,001*	-0,002*	-0,002*	-0,003*	-0,003*
Norte	-0,091*	-0,043*	-0,033*	-0,031*	-0,021**	-0,015*	-0,013*	-0,010*	-0,009*	-0,004	-0,004	-0,004	-0,108*	-0,074*	-0,051*	-0,044*	-0,048*	-0,008*	-0,006*	-0,005*	-0,001
Sudeste	0,163*	0,080*	0,046*	0,034*	0,020*	0,046*	0,038*	0,027*	0,017*	0,011*	0,128*	0,079*	0,038*	0,022*	0,010	0,031*	0,023*	0,015*	0,014*	0,014*	
Sul	0,382*	0,206*	0,137*	0,133*	0,134*	0,087*	0,074*	0,048*	0,019*	-0,002	0,424*	0,266*	0,169*	0,146*	0,152*	0,072*	0,081*	0,052*	0,022*	-0,008	
Com carteira	0,010*	0,012*	0,008*	0,001	-0,004**	0,022*	0,013*	0,008*	0,006*	0,002	-0,007*	-0,009*	-0,008*	-0,004*	0,000	0,020*	0,014*	0,008*	0,006*	0,002	
Conta própria	-0,014*	-0,001	0,010*	0,017*	0,018*	-0,002*	-0,003*	-0,004*	-0,004*	-0,002*	-0,031*	-0,014*	0,008**	0,027*	0,037*	-0,002*	-0,003*	-0,003*	0,001	0,001	
Empregador	0,008	0,015*	0,026*	0,049*	0,115*	0,012*	0,011*	0,015*	0,023*	0,029*	0,010**	0,014*	0,035*	0,068*	0,155*	0,011*	0,012*	0,014*	0,020*	0,025*	
Urbano	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,003*	0,003*	0,002*	0,002	0,003**	0,003**	0,004**	0,004**	0,002*	0,002*	0,002*	0,002*	0,001	
Chefe	0,007*	0,004	0,005*	0,009*	0,007**	0,000**	-0,002*	-0,003*	-0,005*	-0,007*	0,002	0,001	0,003**	0,003**	0,003	0,001*	0,000**	-0,003*	-0,005*	-0,007*	
Mills	-0,001	-0,003*	-0,006**	-0,011*	-0,001	0,006*	0,003*	-0,002**	-0,009*	-0,006**	0,004	0,003	-0,004	-0,006	0,004	0,007*	0,003**	-0,006	-0,004	0,009	
Ef. estrut.	-0,048	0,094*	0,000	0,128*	0,287*	0,061*	-0,016*	0,069*	0,128*	0,243*	0,083**	0,160*	0,030**	0,133*	0,143*	0,173*	0,014*	0,067*	0,167*	0,217*	

Fonte: Elaboração dos autores, a partir da PNADC/IBGE.

Notas: (1) * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; sem asteriscos não significativo. (2) As nomenclaturas de algumas variáveis foram abreviadas, como segue:
Efeito composição (Ef. compos.), Distrito Federal (Dist. Federal) e Efeito estrutura (Ef. estrut.).