**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Diferenças de rendimento entre negros e brancos no Brasil: evolução e
determinantes**

Josimar Gonçalves de Jesus

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestre em Ciências. Área de concentração: Economia
Aplicada

**Piracicaba
2016**

Josimar Gonçalves de Jesus
Bacharel em Ciências Econômicas

Diferenças de rendimento entre negros e brancos no Brasil: evolução e determinantes
versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientador:
Prof. Dr. **RODOLFO HOFFMANN**

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestre em Ciências. Área de concentração: Economia
Aplicada

Piracicaba
2016

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - DIBD/ESALQ/USP

Jesus, Josimar Gonçalves de

Diferenças de rendimento entre negros e brancos no Brasil: evolução e determinantes /
Josimar Gonçalves de Jesus. - - versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018
de 2011. - - Piracicaba, 2016.

86 p. : il.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Diferenças de rendimento 2. Negros e brancos 3. Mercado de trabalho I. Título

CDD 331.12
J58d

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

Dedico este trabalho a minha grande família.

AGRADECIMENTOS

Agradeço aqui, muitíssimo, a todos os meus familiares, em especial a minha mãe, Dona Lindaura, pelo apoio incondicional a mim conferido.

Sou também muito grato aos colegas, professores e funcionários do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Esalq com os quais tive a oportunidade de estudar, trabalhar e conviver nos últimos anos.

Em especial, agradeço aos professores Ana Lucia Kassouf, Alexandre Nunes de Almeida e Humberto Francisco Silva Spolador, pelas valiosas contribuições no exame de qualificação, e aos parceiros Rodrigo Peixoto, Luis Gustavo Baricelo, Rafael Pontuschka , Diogo Del Fiori, Diego Botassio, Augusto Seabra, Pedro Paiva e Felipe Tavares, pelas conversas esclarecedoras e, principalmente, pelos momentos de descontração.

Ao professor Alexandre Sartoris agradeço a pronta aceitação do convite para participar da banca de defesa e pela leitura cuidadosa do trabalho.

Aos meus amigos de longa data, Guto, Junior e Preta, por todas as histórias, gratíssimo!

Confesso, porém, que agradecimento maior e mais profundo é a Rodolfo Hoffmann, meu orientador, pela orientação acadêmica, dando a este trabalho a consistência física de coisa palpável e legível, e, sobretudo, pela amizade. Levarei como exemplo sua conduta impecável enquanto professor e pesquisador.

Por fim, agradeço à CAPES pelo apoio financeiro a esta pesquisa.

“Na décima milésima provocação, reagiu.
E ouviu espantado, as pessoas dizerem, horrorizadas com ele:
-Violência, não!”.

Luis Fernando Veríssimo

SUMÁRIO

RESUMO	11
ABSTRACT	13
1 INTRODUÇÃO.....	15
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	17
2.1 O sistema de classificação étnico-racial utilizado pelo IBGE.....	17
2.2 Cor, classe e mobilidade social no Brasil	18
2.3 Cor e pobreza no Brasil	22
2.4 A evolução recente da desigualdade da distribuição da renda no Brasil.....	24
2.5 Cor e desigualdade no mercado de trabalho brasileiro.....	27
3 MÉTODOS, FÓRMULAS E BASE DE DADOS	33
3.1 A decomposição das medidas de desigualdade de Theil.....	33
3.2 A variação no produto de duas variáveis.....	34
3.3 O método de decomposição de Oaxaca-Blinder.....	35
3.4 A decomposição da mudança no tempo	39
3.5 Base de dados, amostra e modelo de regressão	41
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	47
4.1 Cor e desigualdade de rendimento do trabalho no Brasil no período 1995-2013	47
4.2 Características da mão de obra	54
4.3 Análise de regressão	59
4.4 Os determinantes do diferencial de rendimento entre brancos e negros	62
4.5 Os determinantes da mudança no diferencial de rendimento entre negros e brancos	68
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	73
REFERÊNCIAS	77
ANEXOS.....	83

RESUMO

Diferenças de rendimento entre negros e brancos no Brasil: evolução e determinantes

Utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), o trabalho investiga o comportamento e os determinantes dos diferenciais de rendimento do trabalho entre negros e brancos no Brasil, bem como as causas da mudança observada nesse diferencial, no período 1995-2013. Constatou-se que, embora a diferença remanescente seja substancial e inaceitável, houve nesse período uma redução do hiato de rendimento entre os dois grupos de cor. Os resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder indicam que a diferença entre os níveis de escolaridade média e as desiguais distribuições geográfica e ocupacional dos dois grupos são os principais determinantes dos diferenciais de rendimento observados. No que diz respeito à mudança observada no hiato de rendimento entre 1995 e 2013, os resultados da decomposição de Smith-Welch apontam para a queda nas taxas de retorno à escolaridade e para as mudanças na distribuição regional da população negra ocupada como seus principais determinantes.

Palavras-chave: Diferenças de rendimento; Negros e brancos; Mercado de trabalho

ABSTRACT

The black-white income gap in Brazil: evolution and determinants

Using data from an annual household survey (PNAD), this study analyses the behavior and the determinants of black-white income gap in the Brazilian labor market, as well as the causes of the observed change in this gap, in the period 1995-2013. It was observed that, while the remaining income gap is substantial and unacceptable, during this period there was a reduction in this gap between the two groups of skin-color. By applying the Oaxaca-Blinder procedure it was identified that the difference between the average level of education and the unequal geographical and occupational distributions of the two groups are the main determinants of the observed income gap. The Smith-Welch procedure of dynamic decomposition shows that the main determinants of the reduction of the black-white income gap between 1995 and 2013 are the decline in the rates of return to education and the changes in the regional distribution of the black population.

Keywords: Income gap; Blacks and whites; Labor market

1 INTRODUÇÃO

Em quase todos os âmbitos da vida cotidiana consideráveis diferenças entre negros e brancos se fazem presentes, como bem documentado por uma extensa produção bibliográfica de base tanto qualitativa como quantitativa. Aqui, a análise da desigualdade entre negros e brancos será estabelecida no contexto da desigualdade de rendimentos no mercado de trabalho.

Sabe-se que a renda está correlacionada com quase tudo considerado fonte de bem-estar nas sociedades contemporâneas, e, sendo a renda do trabalho a principal fonte de recursos dos indivíduos e das famílias, essa desigualdade de resultados no mercado de trabalho acaba por comprometer as condições de igualdade de acesso a bens e serviços e alimentar o ciclo de reprodução das desigualdades entre os dois grupos de cor.

Os objetivos principais desta dissertação são: (i) analisar a evolução do diferencial de rendimento médio do trabalho entre negros e brancos no mercado de trabalho brasileiro no período 1995-2013; (ii) analisar os principais determinantes dos diferenciais de rendimento médio observados; e (iii) analisar os principais determinantes da mudança observada no diferencial de rendimento entre os dois grupos de cor neste período. Embora, sobretudo a partir dos anos 2000, o número de estudos sobre o tema tenha aumentado significativamente, trabalhos que analisam o comportamento dos determinantes desses diferenciais ao longo do tempo e, sobretudo, as causas da mudança observada no diferencial de rendimento ao longo do tempo, são relativamente escassos.

Para alcançar os objetivos propostos, as principais técnicas de análise utilizadas foram: (i) a decomposição das medidas de desigualdade de Theil, com o intuito de avaliar como evoluiu a contribuição da desigualdade entre os grupos de cor para a desigualdade total da distribuição dos rendimentos do trabalho no Brasil no período 1995-2013; (ii) a decomposição de Oaxaca-Blinder, que permite decompor os diferenciais de rendimento médio observados entre os dois grupos de cor e analisar seus principais determinantes; e (iii) a decomposição de Smith-Welch, que permite decompor a mudança observada no diferencial de rendimento ao longo do tempo e analisar suas principais causas.

A dissertação está organizada em quatro partes, além desta introdução. No Capítulo 2 é apresentada a revisão da literatura sobre desigualdade de rendimentos entre negros e brancos no Brasil. O Capítulo 3 é destinado à apresentação da base de dados e da metodologia de trabalho, bem como as limitações de ambas. No Capítulo 4 são apresentados e discutidos os

resultados obtidos. Por fim, no último capítulo são sumarizados os principais resultados alcançados e apresentadas as conclusões.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 O sistema de classificação étnico-racial utilizado pelo IBGE

Seguindo a abordagem proposta por Guimarães (2003, p.104) cabe destacar que o termo “raça” é aqui entendido como um conceito “certamente não realista, no sentido ontológico, pois não reflete algo existente no mundo real, mas um conceito analítico nominalista, no sentido de que se refere a algo que orienta e ordena o discurso sobre a vida social”.

Uma vez que se pretende analisar desigualdades de resultados entre grupos de cor com base em dados extraídos de pesquisas por amostra de domicílios divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, é importante apresentar, ainda que de forma breve, o sistema de classificação étnico-racial empregado por essa organização nas suas pesquisas domiciliares.

Todo sistema de classificação social possui dois componentes básicos: as categorias segundo as quais os indivíduos podem ser classificados e o método de identificação utilizado para classificar os indivíduos nas categorias predefinidas. Atualmente, no sistema de classificação étnico-racial utilizado pelo IBGE constam cinco categorias de cor ou raça: branco, preto, pardo, amarelo e indígena. Quanto ao critério de identificação, em princípio, este pode ser determinado por dois métodos, o método de autoatribuição ou o método de heteroatribuição de pertença (OSÓRIO, 2003a).

No primeiro caso é o próprio entrevistado que escolhe o grupo ao qual pertence, optando por uma das cinco categorias. No segundo caso, dado que nem sempre é possível entrevistar todas as pessoas dos domicílios, seja por estarem ausentes no momento da entrevista seja por incapacidade, como é o caso das crianças e de pessoas em outras situações especiais, essa classificação é feita por outro residente do domicílio. Entretanto, nos casos de heteroatribuição, essa é feita por uma pessoa muito próxima daquela a ser classificada, não havendo, portanto, razão para suspeitar que a classificação feita por esse intermédio seria muito diferente do que seria autoatribuído. Assim, para todos os efeitos, o critério de classificação utilizado pelo IBGE é o de autoatribuição (OSÓRIO, 2003a).

Embora não exista tal categoria no sistema de classificação étnico-racial adotado pelo IBGE, a agregação daqueles que se definem como pretos ou pardos em um só grupo, o grupo dos negros, se tornou comum nos estudos sobre a temática produzidos no Brasil a partir da década de 1980. A justificativa principal dessa agregação está assentada em estudos empíricos

que mostraram, por meio de uma série de indicadores socioeconômicos, não haver grandes diferenças entre aqueles que se definem como pretos ou pardos (SILVA, 1980; HASENBALG, SILVA e LIMA, 1999; GUIMARÃES, 2003).

Vale destacar, ainda, que evidências reunidas em estudos produzidos em meados (NOGUEIRA, 1954) e final do século XX (SILVA, 1999) sugerem que a autoatribuição étnico-racial é influenciada pela posição socioeconômica do respondente. Isto é, no Brasil, não só a riqueza embranquece, como, inversamente, a pobreza também escurece (SILVA, 1999; TELLES, 2004). Em termos práticos, significa dizer que a desigualdade de rendimento observada entre brancos e negros pode, de fato, estar inflacionada pela utilização do critério de autoatribuição de pertença, relativamente ao que se obteria caso dispuséssemos de um critério mais “objetivo”, pautado, por exemplo, exclusivamente nas características fenotípicas dos indivíduos (SILVA, 1999). Dada a inexistência de uma medida desta natureza, é impossível mensurar o quanto a correlação entre a cor declarada nas pesquisas do IBGE e a situação socioeconômica se vê aumentada (GUIMARÃES, 2006), mas, por outro lado, há indícios de que esse “viés” possa estar se reduzindo.

De acordo com os dados do Censo Demográfico, em 1980, 2000 e 2010, o conjunto daqueles que se autodeclararam como sendo pretos ou pardos correspondia, respectivamente, a 44,77%, 44,66% e 50,94% da população brasileira total. Comparada à relativa estabilidade observada entre 1980 e 2000, nota-se que entre 2000 e 2010 houve um aumento substancial da proporção da parcela negra da população, que passou a representar mais da metade da população brasileira, em detrimento daquela que se declara como branca, que representava, respectivamente, 54,23%, 53,74% e 47,51% da população brasileira naqueles respectivos anos. Tendo em mãos os dados das edições disponíveis da PNAD para o período 1999-2007, Soares (2008) faz um estudo sobre esse fenômeno e mostra que a rápida mudança observada na composição étnico-racial da população brasileira a partir do início dos anos 2000 se deve sobretudo a mudança ocorrida no modo como as próprias pessoas se veem, ficando os elementos de cunho mais estritamente demográficos em segundo plano.

2.2 Cor, classe e mobilidade social no Brasil

Nos estudos sociológicos acerca das relações raciais no Brasil, a principal questão do debate foi sempre a de definir se as desigualdades existentes entre brancos e negros nos processos de mobilidade social eram determinadas por barreiras raciais ou por barreiras de classe (GUIMARÃES, 2004; OSÓRIO, 2004; HOFBAUER, 2006; RIBEIRO, 2006).

A tese defendida por alguns estudos dos anos 1940 e 1950 era a de que não havia barreiras raciais à mobilidade social no Brasil, o preconceito era antes de classe do que de raça (RIBEIRO, 2006). Esses estudos, dentre os quais podemos citar Pierson (1945), Wagley et al. (1952) e Azevedo (1953), interpretavam a posição que ocupavam os negros na hierarquia social como consequência única da proximidade histórica com o período escravocrata e, assim sendo, acreditavam que em poucas gerações desapareceria a forte correlação então existente entre cor e estrutura socioeconômica; os acelerados processos de urbanização, industrialização e crescimento econômico do país se incumbiriam de criar oportunidades de ascensão social para todos (HOFBAUER, 2006; OSÓRIO, 2008, 2009).

Interpretações distintas, rechaçando a ideia de inexistência de barreiras raciais à mobilidade social no Brasil, foram propostas por Costa Pinto (1952), por Fernandes (1965) e por Hasenbalg (1979) e Silva (1980).

Costa Pinto (1952) argumenta que o aumento da mobilidade social propiciado pelas mudanças ocorridas na estrutura social havia trazido consigo uma ameaça ao *establishment* e, conseqüentemente, o acirramento das tensões raciais (RIBEIRO, 2006). Para esse autor, no Brasil Colônia e Império o preconceito racial não tinha função prática, pois a condição de escravo, por si só, era suficiente para demarcar as distâncias sociais entre negros e brancos, mas, após a abolição, este teria surgido como ferramenta de garantia dos privilégios dos brancos frente à competição com os negros pelos canais de ascensão social (GUIMARÃES, 2004).

Analisando os dados do Censo de 1940 Costa Pinto chega à conclusão de que a maior distância percorrida pelos negros desde a abolição teria sido a de escravo a proletário e que as ‘honrosas exceções’ de negros que obtiveram sucesso no processo de mobilidade social, citadas por Pierson (1945) como indícios de inexistência de barreiras raciais à ascensão na estrutura de classes, não eram mais que figuras de um discurso ideológico destinado a reforçar tais barreiras (GUIMARÃES, 2003; OSÓRIO, 2008).

Florestan Fernandes (1965), por sua vez, apesar de manter o preconceito racial como principal explicação das dificuldades de ascensão social dos negros na nova ordem social em formação, denunciando como mito a tese da democracia racial, argumenta que este não teria surgido após a abolição como produto da competição entre brancos e negros pelos meandros de ascensão social, conforme enfatizara Costa Pinto (1952); pelo contrário, a situação teria sido herdada da ordem anterior, na qual o preconceito racial cumpria justamente a função de legitimação da ordem social. Ademais, Fernandes acreditava que com o fim do período escravocrata, o preconceito racial havia perdido sua função social, tornando-se uma herança

arcaica que a despeito de sua incompatibilidade como a nova ordem social mostrava-se persistente, retardando a integração do negro na sociedade de classes (GUIMARÃES, 2004).

Não tendo o preconceito racial função na nova ordem social em formação, Florestan Fernandes chega à conclusão que, com a alavancagem do desenvolvimento econômico e o recrudescimento do processo de transição para a sociedade de classes, os princípios raciais de seleção e distinção das pessoas desapareceriam, dando lugar a princípios igualitaristas e meritocráticos de posicionamento dos indivíduos na estrutura socioeconômica, aproximando, neste sentido, das ideias defendidas por Pierson (1945) e seus seguidores.

No final da década de 1970 uma nova hipótese seria levantada por Carlos Hasenbalg (1979) e Nelson do Valle Silva (1980). Recusando a tese defendida por Florestan Fernandes (1965) de que, por sua irracionalidade e por incompatibilidade com a sociedade de classes, o preconceito racial tenderia a desaparecer com o avanço desenvolvimento econômico e com a racionalização trazida pela modernidade, Hasenbalg (1979) argumenta que o preconceito racial não é simplesmente uma herança do passado no presente, mas que este muda de conteúdo significativo e de funções sociais, de modo a preservar interesses materiais e simbólicos dos brancos por meio da desqualificação dos negros como concorrentes.

Enquanto nas interpretações anteriores a estratificação racial é reduzida, em maior ou menor medida, a um epifenômeno da estratificação por classes, Hasenbalg (1979) e Silva (1980) colocam o preconceito racial no centro da explicação da produção e reprodução das desigualdades de oportunidades entre os grupos de cor. Para esses autores, mesmo com a consolidação da sociedade industrial, as barreiras raciais permaneciam, e, de forma relativamente independente das barreiras de classe, influentes no processo de mobilidade social no Brasil (SOUZA, RIBEIRO e CARVALHAES, 2010).

Para testar tal hipótese Hasenbalg e Silva produziram, individual e conjuntamente, vários estudos nas décadas de 1980 e 1990 analisando os processos de mobilidade social de negros e brancos no Brasil. Considerando o estrato ocupacional do pai como *proxy* para a classe de origem dos indivíduos Hasenbalg (1985; 1988) e Hasenbalg e Silva (1988; 1998) analisaram, dentre outros aspectos, o padrão de mobilidade ocupacional intergeracional de brancos e negros, a forma como a posição social dos pais influi nas realizações educacionais dos indivíduos dos dois grupos, e a forma como a educação adquirida pelos indivíduos negros e brancos condiciona o preenchimento de posições na hierarquia social.

As evidências trazidas por esses estudos indicavam que as chances de mobilidade ascendente dos negros eram menores do que as dos brancos de mesma origem social e, não apenas que a diferença nas chances de mobilidade ascendente aumentava à medida que se

considerava as pessoas nascidas nos estratos de origem mais elevadas, mas também que os negros estavam expostos a chances muito mais elevadas de mobilidade social descendente e de perda das posições conquistadas pela geração anterior.

No que diz respeito à conversão de posição social de origem em escolaridade, a constatação mais notória foi que, independente do estrato de origem adotado como referência, os negros mostravam uma distribuição educacional mais concentrada na base. Os resultados encontrados também sugeriam que os negros nascidos nos estratos mais altos eram os que encontravam mais dificuldade na conversão da posição de classe de origem em realizações educacionais.

Por fim, no que concerne à conversão da educação adquirida em posições na hierarquia social, qualquer que fosse o nível educacional considerado, os resultados mostravam que os negros se concentravam mais do que proporcionalmente nos estratos ocupacionais inferiores e que as magnitudes das diferenças nas distribuições ocupacionais tendiam a se agravar quando se passava para os níveis educacionais mais elevados.

A maioria dos estudos sobre mobilidade social conduzidos por Hasenbalg e Silva nas décadas de 1980 e 1990 utiliza como método de análise matrizes de contingência simples. É sabido que os negros são um percentual maior das pessoas que crescem nas classes mais baixas e menor das que crescem nas classes mais altas. Como salienta Ribeiro (2006), esse método não leva em conta tais desproporções, de forma que, não permite diferenciar claramente quais os efeitos da raça e quais os efeitos da classe de origem nos processos de mobilidade, dado que estas duas variáveis estão correlacionadas.

Ciente dessa limitação, Carvalho e Neri (2000), Osório (2003b), Silva (2000; 2003), Fernandes (2005), Ribeiro (2006), Souza, Ribeiro e Carvalhaes (2010) e outros, utilizam métodos estatísticos mais sofisticados, que permitem controlar tal desproporção, para analisar de forma mais robusta as relações entre classe de origem e cor ou raça nos processos de mobilidade social.

Se por um lado, o conjunto de evidências reunidas por esses estudos mais recentes corroboram a tese levantada por Hasenbalg e Silva de que as barreiras raciais continuam tendo papel ativo nos processos de mobilidade social no Brasil, sobretudo quando se considera os níveis mais elevados da hierarquia social, por outro, indicam que as estratificações por cor e por classe não são fatores independentes, mas interagem, e apontam para preponderância da origem social como principal determinante da desigualdade de oportunidades e, concomitantemente, de resultados entre brancos e negros (RIBEIRO, 2006; OSÓRIO, 2008; 2009).

Conforme ressalta Osório (2009, p.18), estudos específicos sobre a mobilidade social no Brasil indicaram a existência de um volume alto de mobilidade, porém de curta distância. Em outros termos, significa dizer que o destino e a origem dos indivíduos na estrutura social estão fortemente associados, de forma que, “se se entende a mobilidade social como algo que varia de forma inversa ao grau de associação entre origem e destino, a mobilidade social no Brasil é baixa”. Tendo isso em conta, não é possível desvincular as desigualdades atuais entre negros e brancos da condição histórica inicial, isto é, do fato que uma vez finda a escravidão e as barreiras formais à mobilidade social dos negros, por motivos óbvios, estes se encontravam na base da hierarquia social (OSÓRIO, 2009).

2.3 Cor e pobreza no Brasil

A despeito das diferentes interpretações acerca do nosso padrão de relações raciais, até pelo menos os anos 1970, a pesquisa especializada compartilhava, de um modo geral, a crença no poder integrador do desenvolvimento econômico (GUIMARÃES, 2004; HOFBAUER, 2006; OSÓRIO, 2008). A ideia de que o desenvolvimento econômico seria capaz de criar oportunidades para todos, fazendo desaparecer a forte correlação entre cor e estrutura socioeconômica, era compartilhada tanto por aqueles que defendiam a inexistência de conflitos raciais no Brasil (Cf. PIERSON, 1945) quanto por aqueles que denunciavam essa ideia como um mito (Cf. FERNANDES, 1965).

Como mencionado anteriormente, no final da década de 1970 inaugura-se uma nova fase das pesquisas acerca das relações raciais no País. Além de brindar a literatura com novas elucubrações teóricas, esses estudos caracterizam-se pelo uso de métodos e técnicas de análise estatística cada vez mais sofisticados nas análises das desigualdades socioeconômicas entre os diferentes grupos de cor. O caldeamento das evidências neles reunidas, a começar pelos trabalhos seminais de Hasenbalg (1979) e Silva (1980), seguidos por Oliveira, Porcaro e Araújo (1985), Silva (1988; 1992; 1999; 2000; 2003), Andrews (1992), Lovell (1995), Hasenbalg, Silva e Lima (1999), Carvalho e Neri (2000), Henriques (2001, 2002), Jaccoud e Beghin (2002), Soares (2000; 2008), Zucchi e Hoffmann (2004), Campante, Crespo e Leite (2004), Fernandes (2005), Ribeiro (2006), Osório (2003b; 2009), Souza, Ribeiro e Carvalhaes (2010) e outros, mostram que o desenvolvimento econômico não gerou os frutos esperados, de forma que, no tecido das desigualdades socioeconômicas brasileiras, a importância substantiva do pertencimento racial continua sendo um dos seus aspectos mais marcantes (HENRIQUES, 2001; SOARES, 2008; JACCOUD, 2008).

Esse legado histórico está nitidamente expresso na estrutura da nossa distribuição de renda. No Brasil, os patamares inferiores da distribuição da renda são compostos predominantemente por negros e, à medida que transitamos para os níveis mais elevados da distribuição, por brancos (HENRIQUES, 2001; SOARES, 2008). Além do mais, os estudos mostram que entre os pobres os negros auferem rendimento médio menor do que os brancos e que entre os ricos os brancos auferem rendimento médio maior do que os negros (HENRIQUES, 2001; OSÓRIO, 2009).

No geral, a variável unidimensional mais utilizada quando se pretende analisar o nível de bem-estar dos indivíduos de uma sociedade é a renda domiciliar *per capita*. Isso se deve, sobretudo, ao fato de o acesso a bens e serviços, i.e., o acesso a quase tudo considerado fonte de bem-estar em sociedades mercantis, depender não apenas da renda individual, mas, principalmente, da renda do grupo familiar a que pertence o indivíduo (ROCHA, 2012).

Embora, a partir do início dos anos 2000, uma tendência positiva venha sendo observada, os estudos que analisaram as relações entre cor e distribuição da renda domiciliar *per capita*, dos mais antigos aos mais recentes, mostram que a renda domiciliar *per capita* média do grupo dos negros não chega à metade da renda média do grupo dos brancos (Cf. OLIVEIRA, PORCARO e ARAÚJO, 1985; HENRIQUES, 2001; SOARES, 2008b; OSÓRIO, 2009). Constata-se, ainda, que a diferença de nível entre as distribuições da renda domiciliar *per capita* dos dois grupos é de tal ordem que, do ponto de vista da renda, independente da linha de pobreza e do indicador de pobreza empregados, a distribuição dos brancos será sempre apontada como a de menor pobreza (OSÓRIO, 2009).

No ano de 1987, o quesito cor foi incorporado definitivamente no questionário principal da PNAD. Sua divulgação ocorreu em 1988, no ano do centenário da Abolição. Sua síntese de indicadores continha um número excepcional de tabelas por cor, incluindo tabelas com a distribuição das famílias por faixas de renda segundo a cor do chefe do domicílio. Com base nesses dados Andrews (1992) mostra que a proporção de famílias chefiadas por negros em situação de pobreza no Brasil era quase o dobro da proporção de famílias chefiadas por brancos na mesma situação. Nessa mesma linha, adotando a renda familiar *per capita* como indicador e os indivíduos como unidade analítica, Silva (1992) aplica um modelo de regressão logística aos dados da PNAD de 1988 e mostra que, mesmo considerando a região de residência da família e características como a educação do chefe e o aproveitamento da força de trabalho familiar, as chances de um negro ser pobre era mais que o dobro das chances de um branco ser pobre.

No início dos anos 2000 vem a público outro estudo com dados sobre a incidência de

pobreza nas populações negra e branca. Henriques (2001) apresenta a evolução temporal da incidência da pobreza ao longo da década de 1990 com base nos dados da PNAD. O autor mostra que no início da década de 1990 a proporção de pobres no Brasil encontrava-se no patamar de 40% e, após 1995, observa-se uma queda para 34% que permanece até o fim da série analisada, 1999. Nas estimativas feitas por Henriques (2001) constata-se que independente dos patamares de pobreza observados ao longo da década, os negros correspondiam a cerca de 63% da população pobre em todo o período. Os negros, em 1999, representavam 45% da população brasileira, mas eram 64% da população pobre e 69% da população indigente. Os brancos, por sua vez, 54% da população total, representavam 36% da população pobre e 31% da população indigente. Estudos mais recente mostram que não houve mudanças relativas significativas nesses indicadores, a proporção da população negra vivendo abaixo da linha de pobreza continua cerca do dobro do valor correspondente à população branca (SOARES, FONTOURA e PINHEIRO, 2007; PAIXÃO, 2009).

2.4 A evolução recente da desigualdade da distribuição da renda no Brasil

Sem sombra de dúvidas, a redução contínua e acentuada da desigualdade da distribuição da renda é um dos processos mais importantes pelos quais o Brasil vem passando desde o florescer do século XXI. Em particular, por ter se mostrado, mesmo em cenários de baixo crescimento econômico, um instrumento extremamente efetivo no combate a um dos nossos maiores, senão o maior dos nossos problemas socioeconômicos, a pobreza (BARROS, et al. 2009; ROCHA, 2013).

Medidas de desigualdade, sendo o coeficiente de Gini a mais tradicional, mostram que a partir de 2001 intensifica-se a trajetória de queda da desigualdade da distribuição da renda no País. Com base nos dados da PNAD constata-se que entre 2001 e 2013 o coeficiente de Gini da renda domiciliar *per capita* (RDPC) apresentou uma queda contínua e substancial de 7,1 pontos percentuais, passando de 0,594 em 2001 para 0,523 em 2013. Considerando-se, ainda, as informações complementares contidas em Hoffmann (2006; 2014) e Barros et al. (2006; 2009), torna-se evidente que em 2013 essa medida de desigualdade alcançou seu menor nível nas últimas três décadas.

Trata-se de uma das velocidades mais aceleradas do mundo e está associada a uma diferença substancial entre a taxa de crescimento da renda de pobres e ricos no Brasil (BARROS et al., 2009, NERI e FERREIRA, 2012). De acordo com os dados da PNAD, no período 2001-2013 a RDPC dos 10% mais pobres cresceu a uma taxa média de 6% ano, ao

passo que a do décimo mais rico cresceu a uma taxa de apenas 2% ao ano. Entre 2001 e 2007, período no qual a RDPC dos 10% mais pobres cresceu a uma taxa média de 7% ao ano, Barros et al. (2009) estimou que 65% do crescimento observado da renda desse grupo foi devido à mudança ocorrida na forma da distribuição.

É sabido que a persistência da pobreza no Brasil não se deve à escassez absoluta ou relativa de recursos, mas sim à enorme desigualdade da sua distribuição. Assim, juntamente com a retomada do crescimento econômico, essa melhoria distributiva teve papel de primeira ordem na redução dos níveis de pobreza no País na última década. Sônia Rocha, pesquisadora do Instituto de Estudos do trabalho e Sociedade (IETS), estimou que entre 2003 e 2013 a proporção de pobres no Brasil caiu à menos metade, passando de 35,6% em 2003 para 15,3% em 2013, sendo que a redução do contingente de pobres foi da ordem de 32 milhões de pessoas. Barros et al. (2009) estimaram que a contribuição da queda da desigualdade da distribuição da renda para a redução dos níveis de pobreza no Brasil, no período 2001-2007, foi da ordem de 50%.

Os resultados de pesquisas apresentados por profissionais de notório saber na matéria apontam que são múltiplos os fatores que contribuíram para esse processo substantivo de queda da desigualdade da distribuição da renda no Brasil. A continuidade desse processo é tida como uma questão fundamental, uma vez que, apesar do expressivo avanço distributivo em pouco mais de uma década, e a concomitante redução sustentada dos níveis de pobreza e melhoria de vários outros indicadores sociais, o padrão distributivo brasileiro é ímpar no rol das sociedades com níveis semelhantes de desenvolvimento; o Brasil ainda encontra-se entre os países com os mais elevados níveis de desigualdade do mundo; e ainda existem em nosso País enormes contingentes populacionais na miséria, tendo que conviver diariamente com a fome, a subnutrição e a insegurança alimentar.

Da renda total captada pela PNAD a maior parcela é a proveniente da renda do trabalho, sendo essa a principal e, frequentemente, a única fonte de renda dos indivíduos e das famílias (IPEA, 2006)¹. Assim, é natural que o comportamento do rendimento do trabalho, à luz das transformações ocorridas no mercado de trabalho, seja o principal determinante da queda do grau da desigualdade da distribuição da renda observada no período recente (ROCHA, 2012).

Inúmeros estudos, dentre os quais podemos citar Barros et al. (2006; 2007), Barros et al. (2010), Soares (2006; 2009) e Hoffmann (2006; 2009; 2010; 2014), utilizam as técnicas de

¹ Embora ao longo do tempo a participação dessa parcela na renda total vem diminuindo, em 2012, a renda provinda do trabalho representava 77% da renda total captada pela PNAD (HOFFMANN, 2014).

decomposição dinâmica do coeficiente de Gini e de simulações contrafactuais para analisar a contribuição de diferentes parcelas da renda na redução da desigualdade da RDPC e da renda familiar per capita (RFPC) em períodos que variaram entre 1995 e 2012. Esses estudos mostram o papel central da parcela referente ao rendimento do trabalho na melhoria da distribuição da RDPC e da RFPC no país². Hoffmann (2014) estima que no período 1995-2012 a contribuição da parcela referente a renda do trabalho para a redução do coeficiente de Gini da RDPC foi da ordem de 60,8%, sendo que essa contribuição teria sido de 71,8% no período 1995-2003 e 54,5% no período 2003-2012. Em se tratando das transformações ocorridas no mercado de trabalho, o aumento da escolarização, especialmente no nível médio, que provocou uma queda significativa nos retornos à educação, é apontado como o determinante principal da redução da desigualdade de rendimento do trabalho e, concomitantemente, da desigualdade da distribuição da renda domiciliar per capita observada no País a partir do início dos anos 2000 (MENEZEZ-FILHO, FERNANDES e PICCHETTI; 2007, BARROS, et al., 2009; MENEZES-FILHO e OLIVEIRA, 2014).

Outros fatores, como o aumento da formalização do mercado de trabalho, o aumento do salário mínimo real e os programas de transferências de renda, também contribuíram para esse processo³. Hoffmann (2014) mostra que, conjuntamente, o Programa Bolsa Família e o Benefício da Prestação Continuada foram responsáveis por 18,8% da redução no coeficiente de Gini da RDPC no período 2003-2012, apesar da participação conjunta dos dois programas de transferência de renda na renda domiciliar total captada pela PNAD ter sido de apenas 0,4% em 2003 e 1,45% em 2012.

Soares (2008b) mostra que, em 2001, a renda domiciliar per capita média dos negros correspondia a 42,37% daquela auferida pelos brancos e que houve nos anos subsequentes uma melhoria deste indicador, que alcançou 48,54% em 2007. Por meio de simulações contrafactuais Soares (2008b) mostra que cerca de 70% da melhoria observada na renda relativa dos negros neste período se devia a redução geral da desigualdade da distribuição da renda, sobretudo, no que diz respeito melhoria na distribuição das rendas provenientes de outras fontes que não a renda do trabalho.

Conforme registrado por Soares, os negros são maioria entre os pobres que recebem algum benefício do Programa Bolsa Família; são maioria entre os aposentados rurais, cujas

² Os conceitos de família e domicílios são empiricamente muito próximos, entretanto não são perfeitamente equivalentes. Em um mesmo domicílio pode viver mais de uma família (IPEA, 2006).

³ A esse respeito, ver os dois volumes organizados por Barros, Foguel e Ulyssea (2006; 2007) e publicados pelo IPEA, intitulados “Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente”.

aposentadorias são indexadas ao salário mínimo, cujo valor real aumentou consideravelmente nos últimos anos; são minoria entre os beneficiários do Regime geral de Previdência Social, mas são maioria entre os que recebe um salário mínimo nesse mesmo regime. Ou seja, mais negros que brancos são beneficiados por todas as formas de transferência de renda e isso, conclui o autor, foi o grande responsável pela melhora observada na situação da população negra.

2.5 Cor e desigualdade no mercado de trabalho brasileiro

No que toca à desigualdade da distribuição do rendimento do trabalho, o papel que desempenha o mercado de trabalho na sua determinação pode se dar de duas maneiras distintas: o revelador e o gerador de desigualdades. Como apontado por Barros e Mendonça (1996), Menezes-Filho et al. (2000), Vaz (2005) e Barros, Foguel e Ulyseia. (2006; 2007) e Barros et al. (2009), no primeiro caso, o mercado de trabalho atua apenas como um revelador das heterogeneidades existentes na distribuição das características produtivas, ou seja, aqueles trabalhadores que possuem maior nível de escolaridade, maior experiência e outras características intrínsecas que os tornam mais produtivos recebem remunerações maiores do que aqueles menos produtivos.

Já no segundo caso, as imperfeições no mercado de trabalho levam a diferenças em remuneração para trabalhadores com características produtivas similares; trabalhadores, por assim dizer, substitutos perfeitos no processo produtivo. Nesse sentido, o mercado de trabalho atua como gerador de desigualdades. Isso ocorre, por exemplo, quando a avaliação de atributos não produtivos, como a cor da pele ou o sexo do indivíduo, resulta na exclusão ou no acesso limitado a posições valorizadas no mercado de trabalho (discriminação ocupacional), ou, uma vez inseridos, quando o mercado de trabalho remunera homens e mulheres ou brancos e negros com mesmas características produtivas inseridos nos mesmos segmentos do mercado de trabalho de forma diferente (discriminação salarial) (BERNDT, 1991; BARROS e MENDONÇA, 1995; SILVA, 1999; SOARES, 2000).

Ressalta-se ainda que a desigualdade no mercado de trabalho pode advir de outras fontes, como é o caso dos diferenciais de rendimento resultantes da segmentações espacial, setorial e entre setor formal e informal, ou, ainda, de conjunturas macroeconômicas que prejudicam mais intensamente certos grupos, como é o caso dos períodos de alta inflação, em que os pobres não conseguem preservar o valor da sua renda real (FERREIRA et al., 2006; MENEZES FILHO e KIRSCHBAUM, 2015).

No que concerne à desigualdade de resultados entre brancos e negros no mercado de trabalho brasileiro, os estudos mostram que grande parte do diferencial de rendimento observado entre as duas categorias de cor advém de etapas que antecedem a entrada no mercado de trabalho. Apesar de diferenças regionais, a discrepância entre os níveis de escolaridade dos dois grupos de cor é apontada como o principal determinante desse diferencial (SOARES, 2000; ZUCCHI e HOFFMANN, 2004; CAMPANTE, CRESPO e LEITE, 2004; OSÓRIO, 2009). Como é sabido, as trajetórias escolares de crianças e jovens negros são mais acidentadas e curtas do que as dos seus pares brancos e essa desigualdade educacional irá se refletir posteriormente em padrões diferenciados de inserção desses grupos de cor na estrutura ocupacional, ocasionando a concentração dos negros nos setores menos dinâmicos da economia e em ocupações de baixa remuneração (HASENBALG, 1979; SILVA 1999). Mas também pesam contra os negros o que se denomina de discriminações ocupacional e salarial e sua maior presença relativa nas regiões menos desenvolvidas do País (HASENBALG, 1979; BARROS e MENDONÇA, 1995; JESUS, 2015).

O método de decomposição proposto por Oaxaca (1973) e Blinder (1973), baseado em equações de rendimento, se sobressai como o procedimento mais utilizado nos estudos que investigaram as causas do diferencial de rendimento entre brancos e negros no mercado de trabalho brasileiro. Esse método permite decompor o diferencial de rendimento observado entre os dois grupos em duas parcelas, sendo uma delas explicada por diferenças nas médias das características individuais e de inserção no mercado de trabalho desses grupos e a outra, uma parcela residual, associada a diferenças na remuneração das características observadas dos indivíduos dos dois grupos de cor.

Baseado na ideia de que na ausência de discriminação os retornos às características dos indivíduos dos dois grupos deveriam ser os mesmos, essa parcela residual é usualmente interpretada como uma medida de discriminação racial. Entretanto, cabe ressaltar que essa parcela engloba todos os efeitos que não são diretamente capturados pelo modelo, por não estarem explicitados na sua especificação. Ou seja, engloba tanto efeitos associados à discriminação *stricto sensu* quanto efeitos associados a diferenças intergrupos de características não observadas, o que exige certa cautela na sua interpretação. No Capítulo 2 essa discussão será retomada.

Silva (1980) é citado na literatura como o primeiro a analisar os determinantes do diferencial de rendimento do trabalho entre brancos e negros no Brasil. Aplicando o método de decomposição de Oaxaca-Blinder a uma amostra de dados do Censo de 1960, o autor analisa os diferenciais de rendimento do trabalho entre homens brancos e negros na região do

Rio de Janeiro. Os resultados obtidos indicaram que cerca de 84% da diferença de rendimento médio observada entre as duas categorias de cor decorria de diferenças nas características observadas dos dois grupos. Os 16% restantes, associados a diferenças na remuneração das características observadas dos dois grupos de cor, o autor atribui a práticas discriminatórias no mercado de trabalho.

Anos mais tarde, com base nos dados da PNAD de 1976, Silva (1986) refaz essa análise, incluindo algumas variáveis que não estavam disponíveis no Censo de 1960 e todas as regiões contempladas pela PNAD 1976, e mostra que cerca de 30% da diferença de rendimento observada não estava associada a diferenças de dotação entre os dois grupos, associando novamente esse resultado à discriminação racial. Os resultados de Silva (1986) também mostravam que a diferença nos retornos à escolaridade para os dois grupos aumentava à medida que aumentava o nível de escolaridade, o que o levou a argumentar que, mantida aquela estrutura de mercado, o investimento em educação para os negros não garantiria a redução no diferencial de rendimento entre os dois grupos.

Usando os dados do Censo de 1980 referentes a todas as regiões metropolitanas do País, Lovell (1995) constata que o rendimento médio auferido pelos negros no mercado de trabalho correspondia à cerca da metade do que os brancos haviam auferido. Ademais, a autora também faz uso da decomposição de Oaxaca-Blinder para decompor a diferença de rendimento por raça e por gênero no Brasil metropolitano.

Os resultados mostraram que as diferenças nas características produtivas e de inserção no mercado de trabalho explicavam uma grande parte da diferença salarial entre homens brancos e homens negros (76%), contudo, explicava apenas 48% da diferença de salário observada entre os homens brancos e as mulheres negras e ínfimos 14% da diferença observada entre homens brancos e mulheres brancas.

De posse dos dados da PNAD de 1988, Silva (1999) estima separadamente equações de rendimento para homens brancos, para pardos e para pretos residentes nas regiões metropolitanas e Brasília e transfere os coeficientes estimados do primeiro grupo para as equações estimadas das duas outras categorias de cor. Com base nesse exercício contrafactual o autor conclui que se as características sociodemográficas dos grupos dos pardos e dos pretos fossem tão bem remuneradas quanto as características do grupo dos brancos, seus rendimentos seriam, em média, respectivamente, 20% e 30% maiores do que aqueles observados.

Silva (1999) também examina o papel do histórico parental (estrato ocupacional e nível de escolaridade do pai) nos processos de realização educacional, ocupacional e de

formação da renda dos indivíduos brancos e negros. O autor concluiu que o histórico parental é em grande parte responsável pelo nível educacional dos filhos e, que ao se levar em consideração o histórico parental, há uma substancial redução nas diferenças dos retornos à educação para brancos e negros. Os resultados alcançados também mostraram que o histórico parental afeta renda de modo direto, o que indica a importância de outros recursos familiares não escolares - que podem ser desde redes sociais privilegiadas a heranças monetárias diretas - na determinação dos resultados econômicos dos indivíduos. No que diz respeito ao processo de realização ocupacional, dadas as considerações acima, o autor reitera que as diferenças de retornos ocupacionais à escolaridade observadas entre os dois grupos poderiam estar contaminadas por diferenças em outros recursos familiares.

Zucchi e Hoffmann (2004) utilizam o método de decomposição de Oaxaca-Blinder para analisar os diferenciais de rendimentos entre brancos e negros no Brasil utilizando os dados da PNAD de 2001. Os autores constataram que o rendimento médio auferido pelos negros equivalia a aproximadamente 50% daquele auferido pelos brancos no mercado de trabalho. Ademais, estimaram que de 73,2% a 78,3% da diferença observada se devia a diferenças nas características das mãos de obra branca e negra e que os 21,7% a 26,8% restantes correspondiam à menor remuneração que os negros recebem por seus atributos produtivos *vis-à-vis* os brancos.

Zucchi e Hoffmann (2004) conferem especial atenção ao papel da educação na geração do hiato de rendimento entre os dois grupos de cor. De acordo com as estimativas feitas, em 2001, os níveis médios de escolaridades de brancos e negros eram, respectivamente, 5,7 e 8,2 anos de estudos. Considerando os indivíduos com 9 anos ou menos de escolaridade, as taxas de retorno por ano adicional de estudo era 5,8% para negros e 7% para brancos e para aqueles com mais de 9 anos de estudos, 14,5% para negros e 15,3% para brancos. Os autores estimaram que 52,8% da diferença de rendimento observada estava associada à educação, sendo que 37,25% se devia à diferença entre os níveis médios de escolaridade dos dois grupos e os 15,55% restantes à diferença entre as taxas de retorno à escolaridade estimadas para os dois grupos.

Soares (2000) analisa o hiato de rendimento por raça e gênero no Brasil no período 1987-1998. O autor verificou que, enquanto o hiato de rendimento entre homens brancos e mulheres brancas e negras se reduziu gradualmente ao longo daquele período, a diferença entre homens brancos e negros permaneceu constante. As mulheres brancas e negras, que em 1987 recebiam, respectivamente, 68% e 33% do rendimento médio auferido pelos homens

brancos, passaram a auferir, em 1998, respectivamente, 79% e 40%. Já o rendimento dos homens negros se manteve no patamar de 47% do rendimento dos brancos naquele período.

Aplicando uma extensão da decomposição de Oaxaca-Blinder, proposta por Juhn, Murphy e Pierce (1993), aos dados da PNAD de 1998, Soares (2000) mostra que, da diferença de rendimento médio observado entre homens brancos e negros, 73,5% foi devido às diferenças entre os níveis de escolaridade e experiência no mercado de trabalho dos dois grupos, 8,6% a diferenças nas características de inserção setorial, regional e ocupacional no mercado de trabalho e os 17,9% restantes, não explicados por tais diferenças, o autor associa à discriminação racial no mercado de trabalho. Para a decomposição do diferencial entre homens brancos e mulheres negras os valores foram respectivamente, 47,3%, 7,7% e 45%, e, entre mulheres brancas e homens brancos, -58,4%, -0,6% e 159%.

Campante, Crespo e Leite (2004) explorando o suplemento da PNAD de 1996 que trazia informações sobre a escolaridade dos pais do chefe da família e do cônjuge, analisa o diferencial de rendimentos entre homens brancos e negros no Brasil urbano e, separadamente, nas regiões Nordeste e Sudeste. Utilizando o mesmo procedimento usado por Soares (2000), os autores mostram que a transmissão educacional intergeracional é um fator importante para explicar a diferença de rendimento entre os grupos de cor. Considerando o Brasil urbano, a inclusão da escolaridade da mãe na equação de rendimento reduziu de 34% para 27% a parcela da decomposição não explicada por diferenças nas características observadas dos dois grupos. Os resultados também mostraram a existência de importantes diferenças regionais no perfil da desigualdade de rendimento entre os grupos de cor. Nas regiões Nordeste e Sudeste as parcelas não explicadas do diferencial de rendimento entre os dois grupos de cor foram, respectivamente, 34% e 57%, sem levar em consideração a escolaridade da mãe, e, 18% e 41%, respectivamente, com a inclusão dessa variável.

O método de decomposição proposto por Oaxaca (1973) e Blinder (1973) permite decompor a diferença de resultados entre dois grupos apenas nas médias das variáveis. Juhn, Murphy e Pierce (1993) e, mais recentemente, Machado e Mata (2005), Melly (2005) e Fortin, Lemieux e Firpo (2009) propuseram extensões desse método que permitem decompor a diferença de rendimentos entre dois grupos para diferentes quantis da distribuição. Os estudos que aplicaram esses métodos mais flexíveis à análise do diferencial de rendimento entre brancos e negros no Brasil, dentre os quais podemos citar Soares (2000), Campante, Crespo e Leite (2004), Bartolotti (2007), Prata (2009) e Reis (2014), são unânimes em apontar que a parcela da decomposição não explicada por diferenças nas características observadas dos indivíduos dos dois grupos aumenta gradualmente à medida que se transita dos quantis

mais baixos para os mais elevados da distribuição. Esses resultados corroboram aqueles encontrados nos estudos sobre mobilidade social no Brasil, os quais mostram que os efeitos associados à cor são relativamente maiores no topo da hierarquia social.

Por fim, e não menos importante, tanto o método de decomposição de Oaxaca-Blinder quanto as extensões dele derivadas, acima elencadas, são ferramentas úteis para analisar as diferenças de resultados entre dois grupos em um determinado momento do tempo, contudo, não são tão úteis para analisar outro aspecto importante, que é a variação no tempo desse diferencial. Smith e Welch (1989) e Juhn, Murphy e Pierce (1991) propuseram extensões do método de decomposição de Oaxaca-Blinder que permitem analisar de forma mais contundente as mudanças ocorridas ao longo do tempo no diferencial de rendimento entre dois grupos, contudo, não foram encontrados na literatura estudos que aplicam esses métodos à análise das mudanças ocorrida ao longo do tempo no hiato de rendimento entre brancos e negros no Brasil. Em parte, isso pode se dever à relativa estabilidade da desigualdade de rendimento do trabalho entre as duas categorias de cor até o início dos anos 2000, momento a partir do qual começa a se reduzir mais acentuadamente, tornando esse tipo de análise mais relevante.

3 MÉTODOS, FÓRMULAS E BASE DE DADOS

3.1 A decomposição das medidas de desigualdade de Theil

Uma importante vantagem das medidas de desigualdade de Theil se deve ao fato de que, quando as rendas individuais podem ser agrupadas de acordo com algum critério, elas podem ser decompostas em dois componentes mutuamente exclusivos e coletivamente exaustivos, sendo um deles referente à desigualdade entre os grupos e o outro à desigualdade dentro dos grupos⁴.

As fórmulas do cálculo dos índices T e L de Theil são, respectivamente:

$$T = \frac{1}{n\mu} \sum_{i=1}^n x_i \ln \frac{x_i}{\mu}, \quad T \in [0, \ln n] \quad (1)$$

$$L = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \frac{x_i}{\mu}, \quad L \in [0, \infty) \quad (2)$$

onde n é o número de indivíduos de uma determinada população, x_i , com $i = 1, \dots, n$, é a renda do i -ésimo indivíduo dessa população ($x_i \geq 0$), e μ é a renda média da população.

Suponha que, seguindo um critério qualquer, essa população seja dividida em k grupos. Sejam n_h e x_{h_i} , com $h = 1, \dots, k$ e $i = 1, \dots, n_h$, respectivamente, o número de indivíduos no h -ésimo grupo e a renda do i -ésimo indivíduo do h -ésimo grupo. Sejam, ainda, π_h a fração da população correspondente ao h -ésimo grupo, y_{h_i} a fração da renda total apropriada pelo i -ésimo indivíduo do h -ésimo grupo e Y_h a fração da renda total apropriada pelo h -ésimo grupo. Então, as medidas de desigualdade T e L de Theil podem ser decompostas em uma medida de desigualdade entre os grupos (E) e uma média ponderada das medidas das desigualdades dentro dos grupos (D), conforme as seguintes formulas⁵:

$$T = \underbrace{\sum_{h=1}^k Y_h \ln \frac{Y_h}{\pi_h}}_{T(E)} + \underbrace{\sum_{h=1}^k Y_h \left[\sum_{i=1}^{n_h} \frac{y_{h_i}}{Y_h} \ln \frac{n_h y_{h_i}}{Y_h} \right]}_{T(D)} \quad (3)$$

⁴ O índice de Gini é inconveniente para este tipo de análise, uma vez que, no caso dessa medida de desigualdade, em geral, "sobra" um terceiro componente, referente à sobreposição dos grupos (HOFFMANN, 1998).

⁵ Ver Hoffmann (1998) para uma demonstração detalhada destas decomposições.

$$L = \underbrace{\sum_{h=1}^k \pi_h \ln \frac{\pi_h}{Y_h}}_{L(E)} + \underbrace{\sum_{h=1}^k \pi_h \left[\frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \ln \frac{Y_h}{n_h y_{hi}} \right]}_{L(D)} \quad (4)$$

Comparando as eq. (3) e (4) verifica-se que, enquanto para o T de Theil os fatores de ponderação para as desigualdades intragrupos são as frações da renda total (Y_h), para o L de Theil os fatores de ponderação são as frações da população total (π_h). Quando a população é dividida em grupos relativamente pobres e grupos relativamente ricos, a diferença no fator de ponderação faz com que o índice T seja mais sensível a alterações na desigualdade dentro dos grupos de renda alta e que o L seja mais sensível à desigualdade dentro de grupos de renda baixa (HOFFMANN, 1998). A decomposição das medidas de desigualdade de Theil será aqui empregada com o intuito de avaliar como evoluiu a contribuição da desigualdade entre os grupos de cor para desigualdade total da distribuição dos rendimentos do trabalho no Brasil no período 1995-2013.

3.2 A variação no produto de duas variáveis

Na seção 3.3 será apresentado o método de decomposição de Oaxaca-Blinder e na seção 3.4 a extensão deste método proposta por Smith e Welch (1989). Tendo em vista facilitar a dedução e compreensão de algumas expressões nelas apresentadas, vamos analisar, preliminarmente, a variação no produto de duas variáveis u e v quaisquer.

O produto das duas variáveis antes e após variações $\Delta(u)$ e $\Delta(v)$ nas mesmas fica, respectivamente, uv e $(u + \Delta(u))(v + \Delta(v)) = uv + u\Delta(v) + v\Delta(u) + \Delta(u)\Delta(v)$. Por conseguinte, a variação no produto é dado por $\Delta(uv) = u\Delta(v) + v\Delta(u) + \Delta(u)\Delta(v)$, a qual podemos reescrever da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Delta(uv) &= u\Delta(v) + v\Delta(u) + \frac{\Delta(u)}{2}\Delta(v) + \Delta(u)\frac{\Delta(v)}{2} \\ &= \left(u + \frac{\Delta(u)}{2}\right)\Delta(v) + \left(v + \frac{\Delta(v)}{2}\right)\Delta(u) \end{aligned} \quad (5)$$

Mas $u + \frac{\Delta(u)}{2}$ é a média aritmética dos valores de u antes e depois da variação Δu , que indicaremos por

$$A(u) = u + \frac{\Delta(u)}{2} \quad (6)$$

Analogamente, a média aritmética dos valores de v é indicada por

$$A(v) = v + \frac{\Delta(v)}{2} \quad (7)$$

Substituindo as expressões (6) e (7) na expressão (5), obtemos

$$\Delta(uv) = \Delta(u)A(v) + A(u)\Delta(v) \quad (8)$$

Note-se a analogia entre os operadores $\Delta(\cdot)$ e $A(\cdot)$: o primeiro indica a diferença entre dois valores de uma variável e o segundo indica a média aritmética desses dois valores.

Consideremos, agora, variações entre grupos, indicadas por $\Delta_g(\cdot)$, e variações no tempo, indicadas por $\Delta_t(\cdot)$, desse produto. As respectivas médias são indicadas por $A_g(\cdot)$ e $A_t(\cdot)$.

Considerando inicialmente as variações entre grupos, de acordo com a equação (8) temos que:

$$\Delta_g(uv) = \Delta_g(u)A_g(v) + A_g(u)\Delta_g(v) \quad (9)$$

Como cada termo do lado direito da expressão (9) é um produto, de acordo com a lógica da expressão (8), se considerarmos, em seguida, as variações no tempo, obtemos:

$$\begin{aligned} \Delta_t \Delta_g(uv) = & \Delta_t \Delta_g(u)A_t A_g(v) + A_t \Delta_g(u)\Delta_t A_g(v) + \\ & A_t A_g(u)\Delta_t \Delta_g(v) + \Delta_t A_g(u)A_t \Delta_g(v) \end{aligned} \quad (10)$$

3.3 O método de decomposição de Oaxaca-Blinder

A decomposição de Oaxaca-Blinder é um procedimento comumente adotado quando se pretende analisar as diferenças de rendimento médio entre dois grupos no mercado de trabalho. A ideia básica do método consiste em decompor a diferença de resultados observada em duas partes, sendo uma delas explicada por diferenças nas médias das características individuais e de inserção no mercado de trabalho desses grupos e a outra, uma parcela residual, associada a diferenças na remuneração das características observadas dos indivíduos pertencentes a grupos diferentes (OAXACA, 1973; BLINDER, 1973). O modelo de determinação de rendimentos proposto por Mincer (1974), suporte para uma extensa literatura em economia empírica, é o arcabouço teórico sobre o qual se assenta essa metodologia.

No contexto de regressão linear, conforme descrito pelo modelo a seguir,

$$\mathbf{y}^g = \mathbf{X}^g \boldsymbol{\beta}^g + \boldsymbol{\varepsilon}^g, \quad g \in \{N, B\} \quad (11)$$

onde $\mathbf{y}^g$ é um vetor coluna com os valores do logaritmo natural dos rendimentos do trabalho dos indivíduos do grupo g ; $\mathbf{X}^g$ é uma matriz com as características observadas dos indivíduos do grupo g (escolaridade, experiência, sexo, posição na ocupação, região de residência etc.), incluindo um termo constante; $\boldsymbol{\beta}^g$ é um vetor coluna com os parâmetros a serem estimados, associados às características dos indivíduos do grupo g ; e $\boldsymbol{\varepsilon}^g$ é um vetor coluna de erros aleatórios com as propriedades usuais, a média aritmética do logaritmo natural dos rendimentos dos indivíduos do grupo g pode ser expressada como $\bar{Y}^g = \bar{\mathbf{x}}^g \mathbf{b}^g$, sendo $\bar{\mathbf{x}}^g$ um vetor linha com as médias aritméticas das características observadas dos indivíduos do grupo g e $\mathbf{b}^g$ um vetor coluna com os coeficientes estimados pelo método de Mínimos Quadrados, associados às características dos indivíduos do grupo g .

Denotando por N o grupo dos negros e por B o grupo dos brancos, a diferença de resultado médio entre os dois grupos pode ser representada da seguinte forma:

$$\Delta_g(\bar{Y}) = \bar{Y}^N - \bar{Y}^B = \bar{\mathbf{x}}^N \mathbf{b}^N - \bar{\mathbf{x}}^B \mathbf{b}^B \quad (12)$$

Definindo $\Delta \mathbf{b} = \mathbf{b}^N - \mathbf{b}^B$ como a diferença entre os vetores dos coeficientes estimados para os grupos N e B, segue-se que $\mathbf{b}^B = \mathbf{b}^N - \Delta \mathbf{b}$ e $\mathbf{b}^N = \mathbf{b}^B + \Delta \mathbf{b}$. Se substituirmos, nessa ordem, uma de cada vez, essas igualdades na eq. (12) e desenvolvermos as expressões resultantes, chegaremos às seguintes relações:

$$\Delta_g(\bar{Y}) = (\bar{\mathbf{x}}^N - \bar{\mathbf{x}}^B) \mathbf{b}^N + \bar{\mathbf{x}}^B (\mathbf{b}^N - \mathbf{b}^B) \quad (13)$$

$$\Delta_g(\bar{Y}) = (\bar{\mathbf{x}}^N - \bar{\mathbf{x}}^B) \mathbf{b}^B + \bar{\mathbf{x}}^N (\mathbf{b}^N - \mathbf{b}^B) \quad (14)$$

As expressões acima mostram que a diferença entre os logaritmos das médias geométricas⁶ dos rendimentos auferidos pelos grupos N e B no mercado de trabalho ($\Delta_g(\bar{Y})$), doravante denominada de *efeito total*, pode ser decomposta em duas partes. O primeiro termo do lado direito das expressões (13) e (14) representa a parcela dessa diferença que é explicada por diferenças nas médias das características da mão de obra dos dois grupos, a qual

⁶ Pode-se facilmente demonstrar que a média aritmética do logaritmo dos rendimentos é igual ao logaritmo da média geométrica dos rendimentos e, portanto, que $\Delta(\bar{Y})$ é a diferença entre os logaritmos das médias geométricas dos rendimentos do trabalho dos dois grupos, ou, ainda, que $\Delta(\bar{Y})$ é o logaritmo da razão entre as médias geométricas dos rendimentos do trabalho dos dois grupos.

denominaremos *efeito de médias*. Já o segundo termo quantifica a parcela do efeito total que resulta da diferença nos efeitos que as características produtivas têm sobre a remuneração dos indivíduos dos dois grupos, ou seja, da diferença nos coeficientes estimados para os dois grupos, tanto do intercepto quanto da declividade da função, doravante denominado *efeito de parâmetros*.

Note-se que na eq. (13) o efeito de médias é ponderado pelos coeficientes estimados do grupo N e o efeito de parâmetros pelas médias das características do grupo B. Já na eq. (14), ocorre o inverso, o efeito de médias é ponderado pelos coeficientes estimados do grupo B e o efeito de parâmetros pelas médias das características do grupo N. No geral, a escolha entre uma ou outra equação tem efeito sobre os resultados da decomposição, o que leva muitos estudos a reportar os resultados para ambas as equações (ANTOJI e BLANK, 1999; ZUCCHI e HOFFMANN, 2004).

Na presente pesquisa optou-se por utilizar a média aritmética das equações (13) e (14), conforme sugerido por Reimers (1983). Nesse caso, o efeito de médias tem como fatores de ponderação as médias dos coeficientes estimados para os grupos N e B e o efeito de parâmetros as médias das médias das características observadas dos dois grupos⁷.

Disso, segue então que:

$$\Delta_g(\bar{Y}) = (\bar{x}^N - \bar{x}^B) \frac{1}{2}(\mathbf{b}^N + \mathbf{b}^B) + \frac{1}{2}(\bar{x}^N + \bar{x}^B)(\mathbf{b}^N - \mathbf{b}^B) \quad (15)$$

Ou, conforme a expressão (9):

$$\Delta_g(\bar{Y}) = \Delta_g(\bar{\mathbf{x}}\mathbf{b}) = \Delta_g(\bar{\mathbf{x}})A_g(\mathbf{b}) + A_g(\bar{\mathbf{x}})\Delta_g(\mathbf{b}) \quad (16)$$

Quando se trata de diferenças entre grupos de cor ou raça ou entre homens e mulheres, o efeito de parâmetros é usualmente interpretado como a parcela da diferença total devido à discriminação. O argumento por trás da ideia é simples: na ausência de discriminação os coeficientes estimados deveriam ser os mesmos para os dois grupos. Sem embargo, essa interpretação é um tanto limitada, uma vez que, se qualquer variável de controle importante é omitida, um ou mais dos coeficientes, incluindo os interceptos, serão potencialmente afetados⁸. Por conseguinte, o efeito de parâmetros capta tanto efeitos associados à discriminação quanto efeitos associados a diferenças intergrupos de características não

⁷ Neumark (1988) e Contton (1988) propõem outras formas de ponderação, ver Jann (2008) para mais detalhes.

⁸ Ver Campante, Crespo e Leite (2004).

observadas, como é o caso de variáveis relativas ao *background* familiar, as quais acredita-se ter influência sobre os rendimentos na ausência de discriminação.

O método de decomposição de Oaxaca-Blinder é útil como instrumento de análise, mas possui sérias limitações no que diz respeito à quantificação da discriminação. Tomando como referência o contraste negros *versus* brancos no Brasil, no qual os últimos têm vantagem, a parcela não explicada da diferença observada entre os dois grupos de cor seria nesse contexto, provavelmente, uma superestimativa da discriminação *stricto sensu*. Por outro lado, se a ideia de discriminação incluir também as consequências atuais da maneira como os negros participaram da sociedade brasileira ao longo de toda sua história, considerar apenas o efeito de parâmetros constitui uma subestimação da discriminação (ZUCCHI e HOFFMANN; 2004). Tendo isso em conta, o efeito de parâmetros será aqui interpretado simplesmente como a parcela não explicada do diferencial de rendimento observado entre brancos e negros no mercado de trabalho.

O método de decomposição de Oaxaca-Blinder também permite avaliar a contribuição nos efeitos de médias e de parâmetros e na diferença total observada entre os dois grupos, de cada variável ou conjunto de variáveis incluídas no modelo de regressão. E esse exercício se dá de forma relativamente simples, uma vez que as parcelas da decomposição referentes aos efeitos de médias e de parâmetros são somas simples das contribuições individuais das variáveis incluídas no modelo de regressão linear, conforme representado nas eq. (17) e (18).

$$\Delta_g(\bar{\mathbf{x}})A_g(\mathbf{b}) = \sum_{j=1}^K \Delta_g(\bar{X}_j)A_g(b_j) = \Delta_g(\bar{X}_1)A_g(b_1) + \dots + \Delta_g(\bar{X}_K)A_g(b_K) \quad (17)$$

$$A_g(\bar{\mathbf{x}})\Delta_g(\mathbf{b}) = \Delta_g(b_0) + \sum_{j=1}^K A_g(\bar{X}_j)\Delta_g(b_j) = \Delta_g(b_0) + \dots + A_g(\bar{X}_K)\Delta_g(b_K) \quad (18)$$

onde $\Delta(b_0)$ representa a diferença entre os interceptos estimados para os dois grupos e K o número de variáveis explanatórias incluídas no modelo de regressão linear.

Com base na eq. (17), podemos, por exemplo, avaliar o quanto o efeito de médias da escolaridade, i.e., a diferença entre os níveis médios de escolaridade dos dois grupos, contribui para o efeito de médias total e para a diferença total observada. Processo análogo pode ser aplicado à parcela referente ao efeito de parâmetros da decomposição (eq. (18)), entretanto, deve-se levar em conta que a contribuição de variáveis categóricas na parcela referente ao efeito de parâmetros da decomposição dependerá da escolha de qual categoria é

omitida (OAXACA e RANSOM, 1999; HORRACE e OAXACA, 2001; GARDEAZABAL e UGIDOS, 2004; YUN, 2005; JANN, 2008).

O efeito de uma variável categórica geralmente é modelado representando as categorias dessa variável por meio de variáveis binárias na equação de regressão, onde uma das categorias é omitida (categoria base) para evitar colinearidade perfeita⁹. Oaxaca e Ransom (1999) demonstram que a escolha da categoria base não afeta os efeitos de médias e de parâmetros como um todo, nem tampouco a contribuição da variável categórica em questão no efeito de médias, no entanto, a contribuição dessa variável no efeito de parâmetros e, conseqüentemente, na diferença total observada, depende da categoria omitida, o que Yun (2005) denominou de problema de invariância ou indeterminação.

Para corrigir esse problema Yun (2005) propôs um método simples que consiste em trabalhar com equações normalizadas. Mantém-se todas as categorias das variáveis categóricas no modelo, impondo a restrição de que a soma dos coeficientes do conjunto de binárias de cada variável categórica seja igual zero¹⁰. Isso não muda as predições do modelo, e evita ter que escolher entre uma categoria ou outra como base, resolvendo o problema de indeterminação (YUN, 2005)¹¹. Dado o caráter residual do efeito de parâmetros, no presente estudo a análise detalhada incidirá somente sobre a parcela explicada da decomposição, o efeito de médias, e, assim sendo, não se faz necessário levar em consideração tal questão.

3.4 A decomposição da mudança no tempo

A metodologia descrita na sessão anterior tem como objetivo decompor o hiato de rendimento entre dois grupos em um dado momento no tempo. No entanto, também pode ser de interesse analisar as fontes da mudança observada no hiato de rendimento entre esses grupos ao longo do tempo. Para isso, podemos utilizar uma extensão do método de decomposição de Oaxaca-Blinder proposta por Smith e Welch (1989).

Sejam $t = 0$ e $t = 1$, respectivamente, os anos inicial e final de um determinado período de tempo. Numa primeira abordagem, a mudança observada no hiato de rendimento entre os dois grupos, no período compreendido entre 0 e 1, pode ser decomposta, lembrando da eq. (16), da seguinte forma:

⁹ Os coeficientes estimados para as categorias mantidas no modelo são interpretados como desvios em relação à categoria omitida.

¹⁰ Os coeficientes estimados para os conjuntos de binárias referentes à cada variável categórica passam a ser interpretados como desvios em relação à média.

¹¹ A apresentação formal do problema, assim como sugestões para contornar o mesmo podem ser encontradas em Oaxaca e Ransom (1999), Gardeazabal e Ugidos (2004), Yun (2005) e Jann (2008).

$$\Delta_t \Delta_g(\bar{Y}) = \Delta_g(\bar{Y}_1) - \Delta_g(\bar{Y}_0) = \underbrace{[\Delta_g(\bar{\mathbf{x}}_1)A_g(\mathbf{b}_1) - \Delta_g(\bar{\mathbf{x}}_0)A_g(\mathbf{b}_0)]}_{\text{I}} + \underbrace{[A_g(\bar{\mathbf{x}}_1)\Delta_g(\mathbf{b}_1) - A_g(\bar{\mathbf{x}}_0)\Delta_g(\mathbf{b}_0)]}_{\text{II}} \quad (19)$$

A expressão I no segundo membro da eq. (19) quantifica a mudança no hiato de rendimento devido à alteração no efeito de médias e, a expressão II, a mudança no hiato de rendimento associada à alteração no efeito de parâmetros. Esse procedimento, que consiste simplesmente em subtrair cada termo da decomposição de Oaxaca-Blinder no tempo 0 do correspondente termo no tempo 1, foi utilizado em vários estudos produzidos nos EUA para decompor a mudança no hiato de rendimentos tanto entre grupos de cor (Cf. BLAU e BELLE, 1988, 1992) quanto entre gêneros (Cf. WELLINGTON, 1994). Com base na eq. (19) também é possível estimar a contribuição da mudança no efeito de médias e/ou no efeito de parâmetros de cada fator incluído no modelo de regressão para a mudança observada no efeito total do diferencial de rendimento entre os dois grupos. Podemos estimar, por exemplo, a contribuição da mudança no efeito de médias da escolaridade e/ou no efeito de parâmetros da escolaridade para a mudança observada no hiato de rendimento entre os dois grupos num determinado período. (BLAU e BELLE, 1988, 1992; WELLINGTON, 1994; KIM, 2010).

A extensão da decomposição de Oaxaca-Blinder proposta por Smith e Welch (1989) consiste, simplesmente, em decompor cada um dos dois termos da eq. (19) em dois outros. Retomando a eq. (16), e seguindo a lógica da expressão (10), chega-se ao procedimento proposto por Smith e Welch (1989), conforme descrito em Kim (2010):

$$\begin{aligned} \Delta_t \Delta_g(\bar{Y}) &= \Delta_t \Delta_g(\bar{\mathbf{x}})A_t A_g(\mathbf{b}) + A_t \Delta_g(\bar{\mathbf{x}})\Delta_t A_g(\mathbf{b}) + \\ &\quad A_t A_g(\bar{\mathbf{x}})\Delta_t \Delta_g(\mathbf{b}) + \Delta_t A_g(\bar{\mathbf{x}})A_t \Delta_g(\mathbf{b}) \\ &= \underbrace{[(\bar{\mathbf{x}}_1^N - \bar{\mathbf{x}}_1^B) - (\bar{\mathbf{x}}_0^N - \bar{\mathbf{x}}_0^B)] \left[\frac{\mathbf{b}_1^N + \mathbf{b}_1^B + \mathbf{b}_0^N + \mathbf{b}_0^B}{4} \right]}_{\text{I}} + \\ &\quad \underbrace{\left[\frac{(\bar{\mathbf{x}}_1^N - \bar{\mathbf{x}}_1^B) + (\bar{\mathbf{x}}_0^N - \bar{\mathbf{x}}_0^B)}{2} \right] \left[\frac{(\mathbf{b}_1^N + \mathbf{b}_1^B)}{2} - \frac{(\mathbf{b}_0^N + \mathbf{b}_0^B)}{2} \right]}_{\text{II}} + \quad (20) \\ &\quad \underbrace{\left[\frac{\bar{\mathbf{x}}_1^N + \bar{\mathbf{x}}_1^B + \bar{\mathbf{x}}_0^N + \bar{\mathbf{x}}_0^B}{4} \right] [(\mathbf{b}_1^N - \mathbf{b}_1^B) - (\mathbf{b}_0^N - \mathbf{b}_0^B)]}_{\text{III}} + \\ &\quad \underbrace{\left[\frac{(\bar{\mathbf{x}}_1^N + \bar{\mathbf{x}}_1^B)}{2} - \frac{(\bar{\mathbf{x}}_0^N + \bar{\mathbf{x}}_0^B)}{2} \right] \left[\frac{(\mathbf{b}_1^N - \mathbf{b}_1^B) + (\mathbf{b}_0^N - \mathbf{b}_0^B)}{2} \right]}_{\text{IV}} \end{aligned}$$

Os dois primeiros termos da eq. (20) derivam da decomposição da mudança no efeito de médias. O primeiro quantifica a parcela da mudança observada no hiato de rendimento que é explicada exclusivamente pela mudança na diferença entre as médias das características observadas dos dois grupos (*efeito quantidade*). O segundo termo mensura a parcela da mudança no hiato de rendimento associada à variação no tempo da média dos coeficientes estimados dos dois grupos (*efeito preço*). Em outras palavras, esse termo mostra que, mesmo que a diferença entre as médias das características tenha permanecido a mesma, uma redução dos retornos a essas características contribui para a diminuição do hiato de rendimento.

Os dois termos seguintes emanam da decomposição da mudança no efeito de parâmetros. Matematicamente, o terceiro termo quantifica a mudança observada no hiato de rendimento que provém da mudança na diferença entre os coeficientes estimados para as duas categorias. Já o quarto termo mostra que mesmo que a essa diferença tenha permanecido a mesma, uma redução nas diferenças entre as médias das características produtivas dos dois grupos tende a contribuir para a redução do hiato de rendimento observado.

3.5 Base de dados, amostra e modelo de regressão

Na presente pesquisa, os dados analisados foram extraídos das edições disponíveis da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) no período 1995-2013¹², divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A PNAD é uma pesquisa por amostra probabilística de domicílios da qual podem ser obtidas informações anuais sobre características demográficas e socioeconômicas gerais da população, como idade, sexo, cor, educação, trabalho e rendimento, e características dos domicílios, e, com periodicidade variável, outras informações relevantes para a formulação, validação e avaliação de políticas orientadas para o desenvolvimento socioeconômico e a melhoria das condições de vida no País, como as características sobre migração, fecundidade, saúde, trabalho infantil, segurança alimentar, entre outros temas.

Por meio de quesitos específicos do seu questionário, a PNAD fornece dados anuais para o mês de setembro relativos a todos os rendimentos de indivíduos de 10 anos e mais¹³. Seja no que concerne à sua abrangência e periodicidade, seja no que diz respeito à qualidade das informações disponíveis, a PNAD consiste na principal fonte de dados para estudos sobre

¹² Nos anos censitários de 2000 e 2010 a PNAD não foi a campo.

¹³ Rendimentos do trabalho principal, do trabalho secundário, de outros trabalhos; rendimentos de aposentadorias e pensões oficiais ou não; aluguéis e doações recebidos; abono permanência; e outros rendimentos.

a geração e a distribuição dos rendimentos no País (ROCHA, 2003). Contudo, inexoravelmente, as pesquisas domiciliares esbarram em certas dificuldades no que diz respeito à captação adequada de informações sobre renda.

A mais comum se deve ao fato de que, mesmo com a garantia da finalidade estatística e sigilo das informações, as pessoas podem não se sentir à vontade para declarar de maneira fidedigna seus rendimentos ao entrevistador (OSÓRIO, 2009). É sabido que o grau de subestimação é tanto maior quanto mais elevado o rendimento, mas este varia também conforme a natureza do rendimento (ROCHA, 2002).

No que diz respeito ao grau de subestimação dos rendimentos do trabalho, é sabido que este é menor para rendimentos do trabalho formal, e aumenta consideravelmente quando se trata de rendimentos do trabalho informal. Quanto aos rendimentos provenientes de outras fontes, a captação adequada se faz mais fácil para aqueles “oficializados”, como pensões e aposentadorias, sendo substancialmente mais difícil para outros tipos, como rendas de aluguéis e rendimentos financeiros¹⁴ (ROCHA, 2003).

Ademais, quando se trata de assalariados, a captação adequada dos rendimentos do trabalho é afetada pelo fato de que, embora a pesquisa pergunte ao entrevistado seu rendimento bruto, isto é, sem descontar os pagamentos referentes a fundos de previdência e imposto de renda, é pouco provável que o declarante assim o faça, estando mais inclinado a fornecer o valor líquido recebido (VAZ e HOFFMANN, 2007) e, no caso de pessoas ocupadas em outras posições, como os empregadores e os trabalhadores por conta própria, a obtenção da informação de renda bruta relevante é afetada pela dificuldade de distinguir e estimar os custos operacionais envolvidos (ROCHA, 2002).

A PNAD apresenta ainda outras limitações que de alguma forma podem afetar a análise dos resultados obtidos nesta pesquisa. Dentre outras, a adoção de um mês de referência (setembro) quando o que se deseja de fato é uma *proxy* mensal do rendimento anual; a ausência de vários tipos de renda real¹⁵ (ROCHA, 2003); e a ausência de variáveis relativas ao *background* familiar, resultando na impossibilidade de se avaliar os efeitos destas sobre a renda do indivíduo e, concomitantemente, na provável superestimação do efeito de outras variáveis que estejam positivamente correlacionadas com elas (VAZ e HOFFMANN, 2007).

¹⁴ “No caso dos rendimentos de capital, combinam-se os dois fenômenos, isto é, a intenção do informante de sonegar a informação e o seu desconhecimento preciso da informação a ser prestada, resultando em subestimação mais acentuada do valor pesquisado.” (ROCHA, 2003, p. 208).

¹⁵ Tais como auxílio para moradia, alimentação, transporte, educação, saúde e o valor da produção para autoconsumo, que pode ser parte significativa da renda real dos pequenos agricultores (ROCHA, 2003; NEY e HOFFMANN, 2003).

De acordo com Hoffmann (2014), o grau de subestimação da renda na PNAD é da ordem de 30% a 40%. Para analisar o impacto dessa subestimação na mensuração da desigualdade da distribuição da renda no País, Barros, Foguel e Ulyseia (2006) fazem comparações entre as estimativas obtidas com base nos dados da PNAD e com base nos dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), que por apresentar informações de renda mais abrangentes e detalhadas deveria levar a uma melhor estimativa do grau da desigualdade da distribuição da renda.

Os resultados mostraram que, apesar de a renda total captada pela PNAD ser cerca de 20% menor do que a captada pela POF, as medidas de desigualdade obtidas foram muito próximas. Disso concluem os autores que a subestimação da renda na PNAD ocorre de forma razoavelmente uniforme ao longo da distribuição, ou seja, a subestimação ocorre tanto na renda dos mais pobres quanto na renda dos mais ricos, o que faz com que o impacto da subestimação da renda captada pela PNAD sobre a mensuração da desigualdade seja mínimo.

Medeiros, Souza e Castro (2015), por sua vez, constroem uma série de indicadores de desigualdade com base nas declarações de Imposto de Renda da Pessoa Física de 2006 a 2012 e comparam esses indicadores com aqueles obtidos por meio das principais pesquisas domiciliares brasileiras: a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) e o Censo Demográfico, todas conduzidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os resultados encontrados sugerem que a desigualdade no Brasil é superior à medida por pesquisas domiciliares, indicando, comparado ao grau de subestimação da renda dos mais pobres, um grau maior de subestimação das rendas mais altas nas pesquisas domiciliares, e, que diferente do que apontam os resultados obtidos a partir das pesquisas domiciliares divulgadas pelo IBGE, em termos gerais, a desigualdade permaneceu estável no período 2006-2012.

Em que pesem as limitações, as informações de rendimento fornecidas pela PNAD são consideradas de boa qualidade. A forma de investigação adotada, que permaneceu praticamente a mesma nas duas últimas décadas, permite realizar com segurança comparações intertemporais e reconstruir sob diversos aspectos a rede de inter-relações relevantes para a compreensão dos fenômenos socioeconômicos; permitem analisar como o rendimento se relaciona às características dos indivíduos e das famílias e como o rendimento de indivíduos e famílias com diferentes características é afetado pela conjuntura econômica ou pelas mudanças estruturais do aparelho produtivo. Ademais, viabilizam estudos sobre o nível e a evolução da pobreza no País, e também possibilitam caracterizar a distribuição dos diferentes tipos de rendimento entre indivíduos, famílias ou outras categorias de análise, facilitando a

compreensão dos processos responsáveis pela melhoria ou agravamento da distribuição desses rendimentos ao longo do tempo (ROCHA, 2003).

Para as estimativas apresentadas neste estudo foi considerado o universo de indivíduos brancos e negros ocupados com 10 anos e mais de idade e com rendimento de todos os trabalhos com valor positivo¹⁶. Todas as estimativas foram feitas ponderando-se cada observação pelo respectivo fator de expansão fornecido pelo IBGE.

Ademais, foram excluídos da amostra os indivíduos sem declaração do número de anos de estudos; os de idade ignorada; os que não souberam declarar sua ocupação ou cuja resposta foi mal definida; os que não declararam o número de horas trabalhadas na semana de referência em todos os trabalhos e os que declararam ter trabalhado na semana de referência em todos os trabalhos 14 horas ou menos ou mais de 98 horas; e aqueles cujo ramo de atividade no qual estavam inseridos foi mal definido¹⁷.

Como até 2003 a Pnad não cobria a área rural da antiga região Norte, a fim de manter a comparabilidade ao longo do tempo, das PNADs de 2004 a 2013 foram desconsiderados os dados referentes à área rural da antiga região Norte. Por fim, cabe ressaltar que todos os valores de rendimento apresentados neste trabalho estão expressos em reais (R\$) de setembro/outubro de 2013. O deflator utilizado para atualizar os valores anteriores a essa data foi o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) divulgado pelo IBGE e disponível no site www.ibge.gov.br.

As equações de rendimentos para negros e para brancos foram ajustadas pelo método de Mínimos Quadrados Ponderados, usando, como fator de ponderação, o fator de expansão associado a cada pessoa da amostra divulgado pelo IBGE junto com os dados das PNADs. O logaritmo do rendimento de todos os trabalhos é a variável dependente do modelo. As variáveis explanatórias, por sua vez, são, em grande parte, variáveis binárias que assumem o valor 1 se o indivíduo pertence a determinado grupo e zero caso contrário.

São consideradas as seguintes variáveis explanatórias:

1. **SEXO** - Uma variável binária para distinguir o sexo do indivíduo: assume valor 1 para homem e 0 para mulher;
2. **ESCI** - A escolaridade do indivíduo, variando de 0 (no caso de pessoas sem instrução ou com menos de um ano de estudo) a 14 (no caso trabalhadores com 14 anos de estudo) e 17 para pessoas com 15 ou mais anos de estudos;

¹⁶ O IBGE classifica como ocupadas as pessoas que na semana de referência da pesquisa tinham trabalhado durante todo ou parte desse período. O IBGE considera, ainda, como ocupadas pessoas que na semana de referência da pesquisa não exerceram trabalho remunerado por motivo de férias, licença, greve etc.

¹⁷ Infelizmente, somente a partir de 2002 a categoria “Atividades mal definidas” passou a ser separada pela PNAD.

3. **ESC2** - Admitindo que o efeito da educação sobre o rendimento se torna mais intenso depois de determinado nível de escolaridade, utiliza-se uma variável binária (Z_1) para captar essa mudança de efeito da educação sobre o rendimento. A variável binária assume valor 0 para quem possui escolaridade menor ou igual a 10 anos e 1 para aqueles com escolaridade maior do que 10 anos. Assim, além da própria escolaridade da pessoa (ESC1), inclui-se no modelo a variável $ESC2 = Z_1(ESC1-10)$. Se os coeficientes das variáveis ESC e ESC2 forem, respectivamente, β_2 e β_3 , então β_2 representa o efeito de um ano adicional de escolaridade para aqueles com até 10 anos de estudo e, a partir desse ponto, o efeito da escolaridade passa a ser $\beta_2 + \beta_3$. O modelo pressupõe que a relação entre o rendimento e a escolaridade da pessoa tem a forma de uma poligonal com vértice no ponto de abscissa igual a 10;
4. **ID** - A idade declarada do indivíduo. Para evitar que os coeficientes sejam muito pequenos optou-se por medi-la em dezenas de anos;
5. **ID²** - O quadrado da variável anterior, pois o logaritmo do rendimento não varia linearmente com a idade. A partir de certa idade, à medida que os indivíduos envelhecem tende a ocorrer queda da sua produtividade;
6. **LHT** - O logaritmo neperiano do número de horas semanais de trabalho. O coeficiente dessa variável é a elasticidade do rendimento do trabalho em relação ao tempo semanal de trabalho.
7. **CF** - Uma variável binária para distinguir a condição do indivíduo na família: assume valor 1 para pessoa de referência da família e 0 para outra condição;
8. **AREA** - Duas variáveis binárias para distinguir três áreas censitárias: metropolitana (tomada como base), urbano não metropolitana e rural não metropolitana.
9. **SET** - Duas variáveis binárias para distinguir três setores de atividade: agricultura (tomado como base), indústria e serviços;
10. **POS** - Quatro variáveis binárias para distinguir cinco categorias de posição na ocupação: empregado sem carteira de trabalho assinada (tomado como base), empregado com carteira de trabalho assinada, funcionário público estatutário ou militar, conta própria e empregador;
11. **GR** - Cinco variáveis binárias para distinguir seis grandes regiões: Nordeste (tomado como base), Norte, Centro-Oeste, Sudeste exclusive São Paulo (MG, ES, RJ), São Paulo e Sul.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Cor e desigualdade de rendimento do trabalho no Brasil no período 1995-2013¹⁸

A Tabela 1 apresenta a evolução das medidas de desigualdade T e L de Theil da distribuição do rendimento de todos os trabalhos por pessoa ocupada com rendimento, no Brasil, no período 1995-2013. Considera-se tanto a desigualdade da distribuição como um todo, isto é, agregando brancos e negros, quanto a desigualdade dentro de cada grupo de cor.

Tabela 1 – Evolução das medidas de desigualdade T e L de Theil da distribuição do rendimento de todos os trabalhos por pessoas ocupada. Brasil, 1995-2013

Ano	T -Total	L -Total	T -Brancos	L -Brancos	T -Negros	L -Negros
1995	0,686	0,613	0,653	0,596	0,568	0,495
1996	0,675	0,600	0,645	0,588	0,542	0,470
1997	0,675	0,603	0,648	0,588	0,525	0,476
1998	0,662	0,586	0,636	0,577	0,513	0,451
1999	0,636	0,568	0,611	0,559	0,500	0,441
2001	0,643	0,562	0,624	0,556	0,502	0,441
2002	0,639	0,558	0,624	0,557	0,498	0,436
2003	0,618	0,539	0,605	0,537	0,463	0,416
2004	0,607	0,524	0,594	0,520	0,490	0,425
2005	0,604	0,516	0,606	0,523	0,457	0,406
2006	0,599	0,511	0,599	0,518	0,457	0,401
2007	0,569	0,487	0,573	0,497	0,437	0,385
2008	0,554	0,470	0,558	0,481	0,438	0,379
2009	0,563	0,465	0,552	0,467	0,490	0,393
2011	0,520	0,430	0,532	0,445	0,419	0,351
2012	0,529	0,424	0,568	0,449	0,377	0,333
2013	0,510	0,421	0,530	0,441	0,394	0,339

Fonte: PNADs 1995-2013.

A despeito do grau de desigualdade continuar elevado, caracterizando o padrão distributivo brasileiro como ímpar no rol das sociedades com níveis semelhantes de desenvolvimento, constata-se que no período analisado houve uma redução notória da desigualdade da distribuição do rendimento do trabalho no País. Considerando a distribuição como um todo, o índice T de Theil passou de 0,686 para 0,510 e o índice L de Theil de 0,613 para 0,421 entre 1995 e 2013.

Vale destacar, no entanto, duas situações distintas no que toca ao comportamento do rendimento do trabalho neste período. A Figura 1 apresenta graficamente a evolução das medidas de desigualdade T e L de Theil da distribuição do rendimento do trabalho e a

¹⁸ Foram considerados apenas os indivíduos brancos ou negros após as depurações indicadas no Capítulo 3.

evolução do rendimento médio do trabalho no Brasil no período 1995-2013. Nota-se que entre 1995 e 2003 a tendência foi de redução do rendimento médio do trabalho, que declinou de R\$ 1398,65 para R\$ 1187,84, e, a partir de 2004, ocorre uma reversão nesse processo e o rendimento médio do trabalho passa a aumentar de forma contínua, alcançando, em 2013, o valor de R\$ 1680,60.

Conforme nos esclarece Rocha (2012), no período que precede o ano de 2004 a redução da desigualdade do rendimento do trabalho ocorre porque, num contexto em que quase todos perderam, os trabalhadores situados na metade inferior da distribuição perderam menos. Já a redução da desigualdade observada no período seguinte se realiza num contexto em que ocorrem ganhos reais ao longo de toda a distribuição, mas os ganhos se mantiveram mais acentuados para os trabalhadores com rendimentos mais baixos. Note-se também que a partir de 2002 a tendência de queda da desigualdade da distribuição do rendimento do trabalho se torna mais acentuada.

Figura 1 – A evolução das medidas de desigualdade T e L de Theil da distribuição do rendimento de todos os trabalhos por pessoa ocupada e a evolução do rendimento médio de todos os trabalhos por pessoa ocupada. Brasil, 1995-2013

Fonte: PNADs 1995-2013.

A Figura 2 apresenta a evolução da participação da desigualdade entre os dois grupos de cor na desigualdade total da distribuição do rendimento do trabalho medida pelos índices T e L de Theil. Infere-se que a desigualdade existente dentro dos dois grupos de cor responde pela parcela majoritária da desigualdade da distribuição do rendimento do trabalho no Brasil, mas, também, que a parcela da desigualdade total devida à desigualdade entre os grupos de cor não é desprezível. Em 1995, as participações percentuais da desigualdade entre brancos e

negros na desigualdade total medida pelos índices T de Theil e L de Theil, $T(E)$ e $L(E)$, foram, respectivamente, 9,9% e 8,2%, tendo essas participações se reduzido para, respectivamente, 7,8% e 6,4%, em 2013.

Figura 2 – Evolução da participação da desigualdade entre os dois grupos de cor na desigualdade total da distribuição do rendimento do trabalho por pessoa ocupada, medida pelos índices T de Theil e L de Theil. Brasil, 1995-2013

Fonte: PNADs 1995-2013.

Com base nos dados apresentados na Tabela 1 verifica-se também que houve redução da desigualdade dentro dos dois grupos de cor, e, que a desigualdade dentro do grupo dos brancos se mostrou de forma recorrente maior do que a desigualdade dentro do grupo dos negros. Medida pelo índice T de Theil, a desigualdade dentro do grupo dos brancos e dentro do grupo dos negros passa, respectivamente, de 0,653 e 0,568 em 1995 para 0,530 e 0,394 em 2013; medida pelo índice L de Theil, de 0,596 e 0,495 em 1995 para 0,441 e 0,339 em 2013.

Adicionalmente, adotando como medida de desigualdade a razão entre o rendimento médio dos 10% mais bem remunerados e o rendimentos médio dos 50% mais mal remunerados tem-se que: dentro do grupo dos brancos, em 1995, aqueles situados no décimo superior da distribuição auferiam rendimento médio 16,4 vezes maior do que aqueles situados na metade inferior da distribuição, tendo o valor desse indicador se reduzido para 11,2 em 2013; quanto ao grupo dos negros, em 1995 e 2013, a razão entre o rendimento médio auferido por aqueles situados no décimo superior da distribuição do rendimento do trabalho e o rendimento médio auferido por aqueles situados na metade inferior da distribuição foi, respetivamente, 12,7 e 7,7.

É sabido que uma importante parcela da desigualdade da distribuição do rendimento do trabalho no Brasil se deve à altíssima concentração do rendimento do trabalho nos patamares mais elevados da distribuição. Assim, em grande parte, a maior desigualdade da distribuição do rendimento do trabalho dentro do grupo dos brancos reflete o fato de os níveis mais elevados da distribuição dos rendimentos do trabalho no Brasil serem compostos majoritariamente por indivíduos que se autodeclaram brancos. De acordo com os dados da PNAD, em 2013, os 10% mais bem remunerados se apropriaram de 40,4% do rendimento total do trabalho, sendo que 71,9% dos indivíduos pertencentes a este décimo eram brancos, ver Figura 3.

Figura 3 – A composição dos décimos da distribuição do rendimento de trabalho segundo cor e a distribuição do rendimento total do trabalho entre os décimos da distribuição em 2013
Fonte: PNAD de 2013.

A Tabela 2 apresenta a evolução da média aritmética do rendimento mensal de todos os trabalhos por pessoa ocupada, segundo cor, no Brasil, no período 1995-2013. Os dados apresentados mostram que, embora a diferença remanescente ainda seja substancial e inaceitável, houve neste período uma redução de cerca de 11 pontos percentuais na diferença de rendimento médio entre os dois grupos de cor. Brancos e negros, que em 1995 recebiam, em média, respectivamente, R\$ 1797,4 e R\$ 874,5, passaram a auferir, em 2013, os correspondentes valores de R\$ 2117,2 e R\$ 1264,4. Em termos relativos, os negros, que em 1995 recebiam, em média, 48,65% do rendimento médio auferido pelos brancos, passaram a receber, em 2013, 59,72%.

Os resultados até aqui apresentados comprovam a existência de diferenças tanto de forma quanto de nível entre as distribuições do rendimento do trabalho de negros e brancos no Brasil, sendo que essas diferenças se dão em sentidos opostos: a média da distribuição dos brancos é mais elevado do que o nível da distribuição dos negros e a distribuição dos negros é menos desigual do que a distribuição dos brancos. Entretanto, em termos de bem-estar social do ponto de vista da renda, a diferença de nível a favor dos brancos ainda é de tal ordem que mais do que compensa seu maior grau de desigualdade.

Tabela 2 – A evolução do rendimento médio de todos os trabalhos de negros e de brancos ocupados e a evolução da razão entre essas médias. Brasil, 1995-2013

Ano	Brancos	Negros	Razão Negros/Brancos
1995	1797,40	874,50	0,4865
1996	1855,50	892,50	0,4810
1997	1854,50	881,50	0,4753
1998	1837,80	877,00	0,4772
1999	1693,00	829,50	0,4900
2001	1670,20	832,40	0,4984
2002	1635,10	827,10	0,5058
2003	1536,40	767,10	0,4993
2004	1506,50	805,60	0,5347
2005	1589,20	844,10	0,5311
2006	1710,70	910,70	0,5324
2007	1747,60	959,30	0,5489
2008	1764,30	1000,30	0,5670
2009	1787,80	1051,60	0,5882
2011	1909,40	1152,30	0,6035
2012	2042,80	1203,40	0,5891
2013	2117,20	1264,40	0,5972

Fonte: PNADs 1995-2013.

A Figura 4 apresenta, para os anos de 1995 e 2013, a razão entre os correspondentes percentis das distribuições do rendimento do trabalho dos dois grupos de cor. Em outras palavras, em vez do rendimento médio, calcula-se a razão entre o rendimento do indivíduo negro situado no percentil p da distribuição dos negros e o rendimento do indivíduo branco ocupando a mesma posição na distribuição dos brancos. Verifica-se, tanto em 1995 quanto em 2013, que a razão é menor do que um para todos os percentis da distribuição, indicando a maior pobreza da população negra ocupada *vis-à-vis* a população branca ocupada: como todo percentil da distribuição dos brancos é maior do que o correspondente percentil da distribuição dos negros pode-se afirmar que a distribuição do rendimento do trabalho dos brancos domina a distribuição do rendimento do trabalho dos negros em primeira ordem, o

que implica dizer que a população branca ocupada seria apontada como a menos pobre independentemente da linha de pobreza e do indicador de pobreza adotados. A dominância de primeira ordem da distribuição dos rendimentos do trabalho dos brancos sobre a distribuição dos rendimentos do trabalho dos negros é mais facilmente observada na Figura 5, que apresenta as curvas de quantis para brancos e negros ocupados, no Brasil, em 1995 e 2013.

Figura 4 – A razão entre os correspondentes percentis das distribuições do rendimento do trabalho do grupo dos negros e do grupo dos brancos. Brasil, 1995 e 2013

Fonte: PNADs 1995-2013.

Figura 5 – Curvas de quantis para negros e brancos ocupados. Brasil, 1995 e 2013

Fonte: PNADs 1995 e 2013.

Sem embargo, comparando os resultados obtidos para os dois anos nota-se que houve redução na diferença de rendimento para a grande maioria dos percentis da distribuição,

destacando-se, particularmente, a melhoria observada na vizinhança do primeiro quintil, refletindo o efeito equalizador do salário mínimo (SM).

A Figura 6 apresenta as estimativas das funções de densidade de probabilidade do logaritmo natural do rendimento de todos os trabalhos, segundo cor, no Brasil, em 1995 e 2013¹⁹. Pode-se constatar que, embora o SM possua forte influência sobre as formas das distribuições dos rendimentos do trabalho de ambas as categorias de cor, comparativamente, o efeito do SM se mostra mais forte na distribuição dos negros. E, sendo assim, dado o aumento do valor real do SM, que passou de R\$ 319,51 em 1995 para R\$ 678,00 em 2013, tem-se o efeito observado naquela vizinhança.

Figura 6 – Estimativas das funções de densidade de probabilidade do logaritmo natural do rendimento de todos os trabalhos, segundo cor. Brasil, 1995 e 2013

Fonte: PNADs de 1995 e 2013.

De forma complementar, a Figura 7 apresenta a evolução da razão entre quartis da distribuição do rendimento do trabalho de negros e quantis da distribuição correspondente para brancos no período 1995-2013. Em 1995, o primeiro quartil (p25) da distribuição do

¹⁹ Observa-se que a densidade mais elevada ocorre para rendimentos iguais ao salário mínimo. Os demais picos estão, em geral, associados à tendência de as pessoas informarem números redondos, sendo que em 1995 o salário mínimo, em moeda corrente, era igual a 100. As estimativas das funções de densidade de probabilidade foram feitas utilizando o pacote *reldist* do *software* estatístico R. O coeficiente de suavização utilizado foi 'smooth=2'.

rendimento dos negros correspondia a 66,67% do primeiro quartil da distribuição dos brancos. Entre as duas datas esse valor aumentou cerca de 18 pontos percentuais, alcançando o valor de 84,75% em 2013. A relação entre os rendimentos medianos (p50) de negros e brancos aumentou 22,5 pontos percentuais, passando de 50% em 1995 para 72,50% em 2013. O terceiro quartil (p75) da distribuição do rendimento dos negros, que correspondia, em 1995, a 50% do mesmo quartil da distribuição dos brancos, passa a corresponder, em 2013, a 66,7%.

Note-se também que ao longo do período 1995-2013 as razões p50/p25 e p75/p50 se mantiveram relativamente próximas do valor 1. Isso significa que em todos os anos deste período a mediana (p50) da distribuição dos negros não era muito diferente do primeiro quartil (p25) da distribuição dos brancos. Analogamente, o terceiro quartil (p75) da distribuição dos negros não era muito diferente da mediana da distribuição dos brancos.

Figura 7 – A evolução da razão entre quartis das distribuições do rendimento do trabalho de negros e brancos. Brasil, 1995-2013

Fonte: PNADs 1995-2013.

4.2 Características da mão de obra

A Tabela 3 apresenta, para os anos de 1995 e 2013, as médias de idade, de anos de estudo e do número de horas semanais trabalhadas dos indivíduos brancos e negros ocupados.

Verifica-se que entre 1995 e 2013 houve um aumento da idade média dos dois grupos, tendo a diferença entre as médias permanecido praticamente a mesma. A idade média da população negra ocupada passou de 34,4 anos em 1995 para 37,5 anos em 2013 e a da população branca passou de 35,4 para 38,6 anos no mesmo período.

Nota-se também que entre 1995 e 2013 houve uma redução no número médio de horas semanais trabalhadas dos dois grupos de cor. Em 1995, brancos e negros trabalharam, em média, respectivamente, 44,9 e 44,7 horas por semana. Em 2013 os valores foram, respectivamente, 42,65 e 42,01 horas semanais.

Tabela 3 - Idade média, escolaridade média e média do número de horas semanais de trabalho, segundo cor ou raça. Brasil, 1995 e 2013

Variável	1995		2013	
	Negros	Brancos	Negros	Brancos
Idade	34,38	35,44	37,53	38,58
Escolaridade	4,79	7,31	8,34	10,32
Horas semanais trabalhadas	44,70	44,91	42,01	42,65

Fonte: PNADs 1995 e 2013.

No que diz respeito aos níveis de escolaridade média dos dois grupos, constata-se que a média de anos de estudo dos negros é substancialmente menor do a que a dos brancos. Ademais, embora se possa observar uma redução na diferença entre os níveis de escolaridade média dos dois grupos entre 1995 e 2013, esse processo tem se mostrado demasiado lento. Em 1995, negros e brancos detinham, em média, respectivamente, 4,8 e 7,3 anos de estudos, isto é, uma diferença de 2,5 anos de estudo em favor dos brancos. Em 2013 essa diferença caiu para cerca de 2 anos de estudo, detendo os negros escolaridade média de 8,3 anos de estudo e os brancos escolaridade média de 10,3 anos de estudos.

Adicionalmente, a Figura 8 apresenta, para os anos de 1995 e 2013, a distribuição dos indivíduos negros e brancos ocupados segundo estratos de anos de estudo completos. Associado ao progresso educacional ocorrido no interior de ambos os grupos de cor, notam-se mudanças substanciais na distribuição dos indivíduos de ambos os grupos de cor segundo os estratos de anos de estudo.

Em 1995, cerca de 20,8% dos indivíduos negros e 7,9% dos indivíduos brancos ocupados detinham menos de um ano de estudo completo. Em 2013, os valores correspondentes foram, respectivamente, 7,9% e 3,5%. Houve também redução na proporção daqueles situados no estrato de 1 a 4 anos de estudos completos. As parcelas das populações negra e branca ocupadas com 1 a 4 anos de estudo completos caíram, respectivamente, de 35,86% para 15,44% e de 28,96% para 10,44% entre as duas datas. No estrato de 5 a 8 anos de estudo completos a proporção de negros se manteve no patamar de 25% e a proporção de brancos caiu de 27,43% para 19,44%.

Em contrapartida, verifica-se que houve um aumento substancial, para ambos os grupos na cor, na proporção daqueles com 9 a 11 anos de estudo completos. Para o grupo dos

negros a proporção aumentou de 14,28% para 37,67% e para o grupo dos brancos de 21,38% para 37,3% entre 1995 e 2013. Se consideramos apenas aqueles com 11 anos de estudo completos, o que equivale a ter concluído o ensino médio, a proporção dos negros ocupados com esse nível de escolaridade aumenta de 10% para 30,2% e a proporção de brancos em mesma situação de 15,6% para 31,6% no período em questão.

Por fim, para aqueles com mais de 11 anos de estudo completos, em que pesem os aumentos observados para ambos os grupos de cor, verifica-se um aumento da diferença em favor do grupo dos brancos. Em 1995, as proporções de brancos e negros com mais de 11 anos de estudo de anos completos eram, respectivamente, 3,85% e 14,6%, e, em 2013, 13,85% e 29,33%, respectivamente.

Figura 8 – A distribuição dos indivíduos negros e brancos ocupados segundo estratos de anos de estudo completos. Brasil, 1995 e 2013

Fonte: PNADs 1995 e 2013.

Também para os anos de 1995 e 2013, a Tabela 4 apresenta, em categorias de diversas variáveis, como estavam distribuídos os indivíduos ocupados das populações negra e branca no Brasil.

Com base nos dados apresentados podemos observar que, embora a participação masculina ainda seja majoritária, houve um aumento da participação da mão de obra feminina na composição da força de trabalho de ambos os grupos de cor. As mulheres, que em 1995 representavam, respectivamente, 36,67% e 34,01% dos indivíduos brancos e negros ocupados, passaram a representar, em 2013, 43,55% e 38,79% das forças de trabalho dos respectivos grupos de cor.

Tabela 4 – Distribuição dos indivíduos ocupados, segundo cor ou raça, em categorias de diversas variáveis (%). Brasil, 1995 e 2013

Variável	1995		2013	
	Brancos	Negros	Brancos	Negros
<i>Sexo</i>				
Homem	63,33	65,99	56,45	61,21
Mulher	36,67	34,01	43,55	38,79
<i>Condição na família</i>				
Pessoa de Referência	54,00	54,43	48,48	51,49
Outra	46,00	45,57	51,52	48,51
<i>Região de residência</i>				
Norte	2,22	7,12	3,15	9,00
Nordeste	12,31	42,03	13,52	33,42
MG+RJ+ES	22,71	22,58	19,70	23,26
São Paulo	32,20	13,77	30,91	17,27
Sul	24,49	5,83	25,84	7,41
Centro-Oeste	6,07	8,66	6,88	9,64
<i>Área censitária</i>				
Metropolitana	35,09	30,55	33,42	32,32
Urbana não metropolitana	51,61	48,67	58,30	56,37
Rural não metropolitana	13,29	20,79	8,28	11,31
<i>Setor de atividade</i>				
Agricultura	12,67	21,39	6,81	10,36
Indústria	23,29	22,02	23,43	25,53
Serviços	64,04	56,59	69,77	64,10
<i>Posição na ocupação</i>				
Empregado com carteira	39,71	31,07	49,17	44,86
Empregado sem carteira	20,83	32,96	16,37	23,87
Funcionário público ou militar	8,86	6,86	9,04	7,42
Conta própria	24,44	26,78	19,81	21,45
Empregador	6,15	2,33	5,60	2,40
<i>Número de observações</i>	66056	57709	65004	78307

Fonte: PNADs 1995 e 2013.

Nota-se também que ocupados das duas categorias de cor encontram-se principalmente nas áreas urbanas não metropolitanas e exercem atividade sobretudo no setor de serviços. Em 2013, 58,30% dos brancos e 56,37% dos negros ocupados residiam em áreas urbanas não metropolitanas. No que diz respeito às variações ocorridas no período compreendido entre 1995 e 2013, começando pelos negros, houve uma redução de 9,5 pontos percentuais na proporção dos residentes em áreas rurais não metropolitanas e, em contrapartida, aumentos de 7,7 e 1,8 pontos percentuais nas proporções dos residentes em áreas urbanas não metropolitanas e metropolitanas, respectivamente. Nesse mesmo período, houve um aumento de 6,7 pontos percentuais na proporção dos brancos residentes em áreas

urbanas não metropolitanas e, mantendo a ordem, reduções equivalentes de 5 e 1,7 pontos percentuais nas proporções dos residentes em áreas rurais não metropolitanas e metropolitanas.

Considerando a distribuição da mão de obra negra segundo o setor de atividade, constata-se que entre 1995 e 2013 houve uma redução de 21,39% para 10,36% na proporção dos ocupados na agricultura e aumentos de 22,02% para 25,53% e de 56,6% para 64,1% nas proporções dos ocupados na indústria e no setor de serviços, respectivamente. No que concerne aos brancos, a proporção daqueles ocupados no setor de serviços aumentou de 64% para 69,77%, houve uma redução de 12,67% para 6,81% na proporção ocupados na agricultura e manteve-se praticamente inalterada a proporção daqueles ocupados na indústria.

Quanto à distribuição dos indivíduos brancos e negros segundo a posição na ocupação, entre 1995 e 2013, para ambos os grupos de cor, ocorreu um aumento na proporção dos empregados com carteira assinada. Contudo, a proporção dos negros nesta categoria, que era de 31,07% em 1995, e aumenta para 44,86% em 2013, continuou sendo menor do que a dos brancos, que passa de 39,71% para 49,17% entre as duas datas.

Por outro lado, nas categorias dos empregados sem carteira assinada e dos trabalhadores por conta própria, a participação relativa dos negros se manteve, decorrido o período, superior à dos brancos. Note-se que, em 1995, entre os negros, a proporção dos empregados sem carteira assinada era maior do que a dos com carteira assinada. No início do período analisado, 32,96% dos negros e 20,83% dos brancos eram empregados sem carteira de trabalho assinada e 26,78% dos negros e 24,44% dos brancos eram trabalhadores por conta própria. Em 2013, 23,87% dos negros eram empregados sem carteira assinada e 21,45% trabalhadores por conta própria, cifras superiores aos respectivos 16,37% e 19,91% relativos aos brancos. Ademais, nota-se que os brancos têm maior presença relativa nas categorias de funcionário público estatutário ou militar e de empregador e que as variações nelas ocorridas entre 1995 e 2013 foram modestas.

Averigua-se também uma enorme desigualdade na distribuição regional dos indivíduos das duas categorias de cor, com os negros mais concentrados nas regiões menos desenvolvidas do País e os brancos nas regiões mais desenvolvidas. Em 1995, cerca de 50% dos negros estavam concentrados nas regiões Norte e Nordeste, ao passo que a presença relativa dos brancos nessas regiões era de apenas 15%. Já nas regiões mais desenvolvidas, São Paulo e Sul, a situação era oposta: nessas duas regiões estavam concentrados 56,7% dos brancos e apenas 19,6% dos negros ocupados. Com relação às mudanças ocorridas no período 1995-2013, sobressai a redução de 8,6 pontos percentuais na proporção dos negros residentes

na região Nordeste. Em contrapartida, São Paulo foi a região do País onde ocorreu o maior aumento da proporção de negros, cerca de 3,5 pontos percentuais.

4.3 Análise de regressão

As estimativas das equações de rendimento para os dois grupos de cor em 1995 e em 2013 encontram-se na Tabela 5.

Tabela 5 – Estimativas das equações de rendimentos para brancos e negros ocupados. Brasil, 1995 e 2013²⁰

Variável	1995		2013	
	Brancos	Negros	Brancos	Negros
<i>INTERCEPTO</i>	2,1112	1,9717	2,7079	2,4310
<i>SEXO</i>	0,3396	0,3789	0,3212	0,3298
<i>ID</i>	0,5852	0,5891	0,4188	0,4143
<i>ID</i> ²	−0,0593	−0,0636	−0,0392	−0,0411
<i>ESC1</i>	0,0841	0,0671	0,0436	0,0374
<i>ESC2</i>	0,0591	0,0919	0,0879	0,0790
<i>LHT</i>	0,5093	0,5481	0,5714	0,6164
<i>CF</i>	0,2192	0,1737	0,1063	0,0756
<i>GR</i>				
Norte	0,2916	0,2886	0,2429	0,2316
MG+RJ+ES	0,2184	0,2041	0,2744	0,2771
São Paulo	0,5112	0,5695	0,3775	0,3747
Sul	0,2962	0,2904	0,3591	0,3671
Centro-Oeste	0,3341	0,3351	0,4299	0,4079
<i>AREA</i>				
Urbana não metropolitana	−0,1854	−0,1598	−0,1434	−0,0916
Rural não metropolitana	−0,3418	−0,3085	−0,2627	−0,2278
<i>SET</i>				
Indústria	0,3055	0,2840	0,1946	0,3240
Serviços	0,2160	0,2228	0,1761	0,2820
<i>POS</i>				
Empregado com carteira	0,2547	0,2120	0,1770	0,2009
Funcionário público ou militar	0,3208	0,3918	0,4097	0,4688
Conta própria	0,2711	0,1515	0,1419	0,0119
Empregador	0,9382	1,0717	0,8202	0,8033
<i>R</i> ²	0,5929	0,5573	0,4842	0,5089

Fonte: Resultados da pesquisa.

²⁰ O valor em negrito denota o coeficiente que não é estatisticamente diferente de zero ao nível de 10% de significância. Todos os demais coeficientes são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 0,01%.

Os coeficientes do sexo masculino mostram que, em 1995, o rendimento esperado dos homens brancos e negros era, respectivamente, 40,44% e 46,06% maior do que o rendimento esperado das mulheres dos respectivos grupos de cor, tendo essas diferenças reduzido para, respectivamente, 37,88% e 39,07% em 2013.

Os coeficientes relativos à idade indicam que o logaritmo dos rendimentos varia em função da idade conforme um arco de parábola côncavo. Com base nas estimativas referentes ao ano de 1995 verifica-se que os rendimentos esperados crescem até os 46,31 anos para os negros e até 49,36 anos para os brancos e, então, passam a decrescer. No ano de 2013 o rendimento esperado dos negros alcança o máximo aos 50,4 anos de idade e o dos brancos aos 53,48 anos de idade.

Os coeficientes das duas variáveis associadas à escolaridade permitem calcular, para os dois grupos de cor, a taxa de retorno por um ano de estudo para pessoas com 10 ou menos anos de estudo e para aqueles com mais de 10 anos de estudo. Nota-se que no período 1995-2013 houve uma redução substancial nas taxas de retorno associadas a escolaridade para ambos os grupos de cor. Em 1995, para os negros e para brancos, as taxas de retorno estimadas por um ano de estudo foram, respectivamente, 6,94% e 8,77% para indivíduos com 10 anos ou menos de estudo e 17,24% e 15,40% para aqueles com mais de 10 anos de estudo. Em 2013, para negros e brancos com escolaridade menor ou igual a 10 anos as taxas de retorno esperada por um ano de estudo foram 3,81% e 4,46% e para aqueles com mais de 10 anos de escolaridade, 12,34% e 14,05%, respectivamente.

No que diz respeito ao rendimento esperado da pessoa de referência da família em relação aos demais membros observa-se também, para ambos os grupos de cor, uma redução substancial no quanto a primeira categoria recebe, em média, a mais do que segunda: no caso dos negros, a diferença de rendimento se reduz de 18,97% para 7,85% e no caso dos brancos de 24,51% e 11,21% entre 1995 e 2013.

Os negros residentes em áreas urbanas não metropolitanas e em áreas rurais não metropolitanas, que em 1995 recebiam, em média, respectivamente, 14,76% e 26,54% a menos do que os negros residentes em áreas metropolitanas, auferiram, em 2013, respectivamente, 8,75% e 20,37% a menos. Já para os brancos residentes nas respectivas áreas não metropolitanas os valores foram 16,93% e 28,95% a menos em 1995 e 13,36% e 23,10% a menos em 2013.

O fato de as elasticidades do rendimento mensal em relação ao tempo semanal de trabalho serem menores do que 1, nas duas datas e para ambos os grupos de cor, indica que o prolongamento do tempo de trabalho é feito com prejuízo da produtividade.

Os coeficientes das variáveis associadas à posição na ocupação relevam que o rendimento médio auferido por negros das categorias empregado com carteira assinada, funcionário público estatutário ou militar, trabalhador por conta própria e empregador foi, em 1995, respectivamente, 23,61%, 47,97%, 16,35% e 192,05% maior do que o rendimento médio auferido por negros ocupando a posição de empregado sem carteira assinada. Os brancos ocupando tais posições ocupacionais, por sua vez, auferiam naquele ano, em média, rendimentos 29,1%, 37,82%, 31,15% e 155,54% maiores do que os da categoria empregado sem carteira.

Comparando com as estimativas para 2013, começando pelos negros, nota-se que a diferença de rendimento médio em desfavor dos empregados sem carteira permaneceu praticamente a mesma em relação aos empregados com carteira (22,25%), aumentou em relação a categoria funcionários públicos e militares para 59,81%, praticamente deixou de existir em relação aos trabalhadores conta própria e diminuiu para 123,28% com respeito aos empregadores. No caso dos brancos da categoria base, em relação empregados com carteira assinada, trabalhadores por conta própria e empregadores a diferença reduziu para, respectivamente, 19,36%, 15,24% e 127,09%, e, em relação aos funcionários públicos estatutários ou militares, aumentou para 50,64%.

Por fim, os resultados mostram que em todas as demais regiões o rendimento médio auferido pelos indivíduos dos dois grupos de cor foi superior ao rendimento auferido pelos indivíduos do mesmo grupo residentes no Nordeste.

Descontados os efeitos das demais variáveis incluídas no modelo, em 1995, os negros que se encontravam nas regiões Norte, Sudeste exclusive São Paulo, São Paulo, Sul e Centro-Oeste receberam rendimentos, em média, 33,45%, 22,64%, 76,73%, 33,70% e 39,81% maiores do que aquele auferido pelos negros residiam que no Nordeste. No mesmo ano, a média geométrica dos rendimentos de todos os trabalhos dos brancos que se encontravam ocupados nas cinco regiões citadas foi, respectivamente, 33,86%, 24,40%, 66,74%, 34,47% e 39,67% maior em comparação à dos brancos residentes no Nordeste. Note-se que, com exceção do estado de São Paulo, as diferenças associadas à região de residência foram muito próximas para os dois grupos.

Comparando os resultados de 1995 com os resultados de 2013, nota-se que, para ambos os grupos de cor, houve um aumento no efeito associado à residência nas regiões Sudeste exclusive São Paulo, Sul e Centro-Oeste e uma redução desse efeito no caso do estado de São Paulo e da região Norte.

4.4 Os determinantes do diferencial de rendimento entre brancos e negros

A Figura 9 apresenta, de duas formas equivalentes, como evoluiu a desigualdade de resultado entre brancos e negros no mercado de trabalho brasileiro no período 1995-2013. De um lado, apresenta a evolução do quanto a média geométrica dos rendimentos do trabalho do grupo dos negros é proporcionalmente menor do que a do grupo dos brancos, e, do outro, como evoluiu a diferença entre os logaritmos da média geométrica dos rendimentos do trabalho de negros e brancos, definida no Capítulo 3 como o *efeito total* relativo à diferença de rendimentos entre as duas categorias de cor.

Observa-se que, em 1995, os negros recebiam, em média, cerca de 46% a menos do que os brancos. Esse valor passa para 46,8% em 1997 e, a partir desse ano, assume tendência decrescente, alcançando cerca de 33,8% em 2011, patamar próximo ao qual se mantém nos dois anos subsequentes. Analogamente, o efeito total da diferença de rendimento, que em 1995 era $-0,619$, passa a ser $-0,631$ em 1997, momento a partir do qual começa a se reduzir em termos absolutos, alcançando cerca de $-0,412$ em 2011 e permanecendo nesse patamar até 2013.

Figura 9 – Evolução da desigualdade de resultados entre negros e brancos do mercado de trabalho brasileiro. Brasil, 1995-2013

Fonte: PNADs de 1995 a 2013.

A tabela 6 apresenta os resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder do efeito total da diferença de rendimentos entre negros e brancos, referentes aos anos de 1995 e 2013, conforme a eq. (16). Começando por 1995, os resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder mostram que dos 46,2% que os negros recebiam a menos do que os brancos, 79,2% são

explicados pelas diferenças nas médias das características observadas dos indivíduos dos dois grupos, permanecendo não explicados os 20,8% restantes, associados a diferenças na remuneração das características observadas dos indivíduos das duas categorias de cor.

A diferença entre os níveis de escolaridade média dos dois grupos se mostra como o principal determinante do diferencial total de rendimentos entre eles. Como vimos anteriormente, em 1995, negros e brancos detinham, em média, respectivamente, 4,8 e 7,3 anos de estudo. Essa diferença de 2,5 anos de estudos em favor dos brancos explica 39,1% da diferença de rendimento observada entre os dois grupos naquele ano. Se considerarmos, ainda, diferença de rendimento associada a diferenças na remuneração dessa característica, listada na última linha da Tabela 6, os fatores associados à escolaridade passam a explicar mais da metade (53,21%) da diferença total de rendimento observada entre brancos e negros em 1995.

Tabela 6 – Decomposição do diferencial de rendimento do trabalho entre brancos e negros. Brasil, 1995 e 2013

Decomposição	1995		2013	
	Contribuição líquida	Porcentagem do Efeito total	Contribuição líquida	Porcentagem do Efeito total
Efeito total	-0,6190	100	-0,4139	100
Efeito de médias	-0,4904	79,22	-0,2968	71,70
Sexo	0,0095	-1,54	0,0155	-3,74
Idade	-0,0232	3,74	-0,0094	2,27
Escolaridade	-0,2420	39,10	-0,1597	38,59
N ° de horas trabalhadas	-0,0038	0,61	-0,0102	2,47
Condição na família	0,0009	-0,14	0,0027	-0,66
Região	-0,1317	21,28	-0,0830	20,04
Setor de atividade	-0,0193	3,11	-0,0052	1,25
Área censitária	-0,0201	3,24	-0,0075	1,81
Posição na ocupação	-0,0608	9,82	-0,0400	9,67
Efeito de parâmetros	-0,1286	20,78	-0,1171	28,30
Escolaridade	-0,0818	13,21	-0,0716	17,30

Fonte: Resultados da pesquisa.

O segundo fator mais importante para explicar a diferença de rendimento entre os grupos de cor é sua desigual distribuição geográfica. Como foi mostrado, comparativamente, a população negra ocupada está mais concentrada nas regiões economicamente menos desenvolvidas e a população branca ocupada nas regiões mais desenvolvidas do País. Esta polarização geográfica explica cerca de 21,3% da diferença de rendimento médio entre brancos e negros observada em 1995.

Outros 9,82% daquela diferença são explicados pela distribuição por posição na ocupação dos indivíduos dos dois grupos. Se considerarmos como participantes do setor informal aqueles que são empregados sem carteira assinada ou trabalhadores por conta própria, em 1995, 59,7% da população negra ocupada encontrava-se nessa situação, ao passo que o valor correspondente para a população branca ocupada era da ordem de 44,7%. As diferenças observadas nos outros fatores explicam parcelas menores do efeito, sendo que a diferença associada à variável *sexo* contribuiu negativamente ($-1,54\%$) para explicar a diferença de resultados observada entre os dois grupos de cor. A razão disso é que a participação feminina na composição na força de trabalho do grupo dos brancos é maior do que a participação feminina na composição da força de trabalho do grupo dos negros, respectivamente, 36,4% e 34,01%, em 1995. Como as mulheres auferem rendimento médio menor do que os homens, a maior participação relativa das mulheres no grupo dos brancos contribui para a redução da diferença de rendimento entre os dois grupos de cor.

A Figura 10 mostra como evoluíram o efeito total, o efeito de médias e o efeito de parâmetros do diferencial de rendimento do trabalho entre brancos e negros, no Brasil, no período 1995-2013. Como vimos, o efeito total da diferença observada passa de $-0,619$ em 1995 para $-0,414$ em 2013 e está associado a uma redução, entre as duas datas, de 12,3 pontos percentuais no quanto os negros recebem, em média, a menos do que os brancos, que passou de 46,2 % para 33,9% no período analisado.

Figura 10 – Evolução do efeito total, do efeito de médias e do efeito de parâmetros do diferencial de rendimento do trabalho entre brancos e negros. Brasil, 1995-2013

Fonte: Resultados da pesquisa.

Contudo, no que diz respeito à evolução dos efeitos de médias e de parâmetros, nota-se que este último permaneceu praticamente inalterado no período analisado, sendo de $-0,1286$ em 1995 e $-0,1171$ em 2013. Sendo assim, a redução observada no efeito total da diferença de rendimento entre brancos e negros se deve quase que exclusivamente à redução ocorrida no efeito de médias. Como consequência disso, observa-se que, com o andar da carruagem, a contribuição relativa do efeito de médias diminui, aumentando de forma compensatória a contribuição relativa do efeito de parâmetros no total das diferenças de rendimento entre os grupos de cor.

Os dados da Tabela 6 mostram que, em 2013, dos 33,9% que os negros recebiam, em média, a menos do que os brancos, 71,7% se pode atribuir às diferenças observadas nas médias das características dos dois grupos e os 28,3% restantes, à remuneração diferenciada das características observadas dos indivíduos negros e brancos.

A Figura 11 mostra a evolução da participação relativa da parcela explicada da decomposição, o efeito de médias, no efeito total do diferencial de rendimento entre os dois grupos de cor no período 1995-2013.

Figura 11 – Participação relativa do efeito de médias no efeito total considerando diferentes pesos, conforme as equações (14), (15) e (16). Brasil, 1995-2013
Fonte: Resultados da pesquisa.

Além dos resultados gerados a partir da Eq. (16), que utiliza como fator de ponderação a média dos coeficientes estimados dos dois grupos, também são apresentados os resultados que seriam obtidos a partir das Eq. (14) e (15), com o intuito apenas de mostrar a sensibilidade dos resultados obtidos à escolha dos fatores de ponderação. Na Eq. (14) utiliza-

se como fator de ponderação o vetor de coeficientes estimados para o grupo dos brancos e na Eq. (15) o vetor de coeficientes estimados para o grupo dos negros.

Quanto aos principais determinantes do diferencial de rendimento observado em 2013, nota-se que as contribuições relativas dos fatores associados à educação, região de residência e posição na ocupação mantiveram-se praticamente no mesmo patamar observado em 1995.

Da diferença total de rendimento médio do trabalho observada entre os dois grupos de cor em 2013, 38,59% podem ser atribuídos a diferença entre os níveis de escolaridade média dos dois grupos, que foi de cerca de 2 anos de estudo em favor dos brancos. Somando a essa parcela aquela referente à diferença nas taxas de retorno médio da escolaridade para os indivíduos dos dois grupos, os fatores associados à educação passam a explicar 55,9% do efeito total observado. Outros 20,04% e 9,67% são explicados pelas desiguais distribuições geográfica e por posição na ocupação dos dois grupos, respectivamente.

Somados, os efeitos de médias de escolaridade, posição na ocupação e região de residência representam, em 1995 e 2013, respectivamente, 88,6% e 95,2% dos totais de efeitos de médias e explicam, respectivamente, 70,2% e 68,3% das diferenças totais de rendimento observadas naqueles anos.

Figura 12 – Efeito de médias total e dos fatores escolaridade, posição na ocupação e região de residência

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Figura 12 exibe como evoluíram os efeitos de médias desses fatores entre 1995 e 2013 e a Figura 13 apresenta a evolução da participação relativa deles no efeito total do diferencial de rendimento observado entre brancos e negros no período 1995-2013. Constatase que as reduções ocorreram de tal forma que, ao longo de todo o período, não houve grandes

variações nas contribuições relativas destes três fatores, tendo o primeiro explicado cerca de 40%, o segundo 10% e o terceiro 20% da diferença total observada em todos os anos daquele período com informações disponíveis da PNAD.

Figura 13 – Evolução da participação relativa do efeito de médias de diversos fatores no efeito total do diferencial de rendimentos entre negros e brancos. Brasil, 1995-2013

Fonte: Resultados da pesquisa.

Como discutido anteriormente, a parcela do efeito total que é explicada não por diferenças nas médias das características observadas dos dois grupos, mas, sim, por diferenças na remuneração das características dos indivíduos dos dois grupos, a qual denominamos de efeito de parâmetros ou parcela não explicada, é usualmente interpretada como a parcela da diferença devida à discriminação. Essa interpretação parte da ideia de que na ausência de discriminação os coeficientes estimados para os dois grupos deveriam ser os mesmos e, portanto, que a parcela não explicada da decomposição de Oaxaca-Blinder deveria ser nula.

Contudo, como também foi discutido, essa interpretação é um tanto limitada, uma vez que, se qualquer variável de controle importante é omitida, um ou mais dos coeficientes, incluindo o intercepto, serão potencialmente afetados. Por conseguinte, o efeito de parâmetros capta tanto efeitos associados à discriminação quanto efeitos associados a diferenças intergrupos de características não observadas. Nesse sentido, o que o efeito de parâmetros informa é o limite do que se poderia creditar à discriminação racial no mercado de trabalho, sendo esta entendida no sentido restrito de remuneração desigual por trabalho igual.

Sob a hipótese de que o efeito de parâmetros reflete de fato a discriminação racial no mercado de trabalho, não haveria indícios de que a discriminação contra negros no mercado

de trabalho brasileiro estaria diminuindo. Lembre-se que a magnitude do efeito de parâmetros se manteve praticamente constante ao longo de todo o período analisado (Figura 10). Entretanto, como consta em Zucchi e Hoffmann (2004), o efeito de parâmetros só seria uma medida exata da discriminação se a equação de regressão utilizada incluísse, como variáveis explanatórias, todas as variáveis relevantes associadas com as capacidades produtivas da pessoa, o que é praticamente impossível. Nessa mesma linha, Campante, Crespo e Leite (2004), explorando o suplemento da PNAD de 1996, mostraram que a inclusão de variáveis de *background* familiar no modelo de regressão reduziu de forma significativa a parcela não explicada da decomposição.

Desse ponto de vista, as estimativas aqui apresentadas seriam, naturalmente, uma superestimativa da discriminação racial *stricto sensu*. Mas, por outro lado, como ressaltam Zucchi e Hoffmann (2004), se a ideia de discriminação incluir também as consequências atuais da maneira como os negros participaram da sociedade brasileira ao longo de toda sua história, considerar apenas o efeito de parâmetros constituiria uma subestimação da discriminação racial.

4.5 Os determinantes da mudança no diferencial de rendimento entre negros e brancos

Na sessão anterior foram analisados, ano a ano, os determinantes do diferencial de rendimento médio do trabalho entre brancos e negros, ao longo do período 1995-2013. Nesta sessão serão analisados os determinantes da mudança observada nesse diferencial entre essas duas datas.

Tabela 7 – Variação na diferença de rendimento médio entre negros e brancos no mercado de trabalho brasileiro no período 1995-2013

Efeito/Ano	Efeito total	Efeito de médias	Efeito de parâmetros
1995	−0,6190	−0,4904	−0,1286
2013	−0,4139	−0,2968	−0,1171
Variação	0,2051 (100%)	0,1936 (94,4%)	0,0115 (5,6%)

Fonte: Resultados da pesquisa

Como destacado na sessão anterior, e podemos observar na Tabela 7, associado a um aumento de 12,3 pontos percentuais no rendimento relativo dos negros, o efeito total da diferença de rendimento médio entre os dois grupos passou de −0,619 em 1995 para −0,414 em 2013. Essa variação de 0,205 no efeito total, por sua vez, é explicada quase que exclusivamente pela variação observada no efeito de médias (0,1936), sendo que a variação

observada no efeito de parâmetros foi de apenas 0,0115. Em termos relativos, da mudança total observada no hiato de rendimento entre brancos e negros no período 1995-2013, 94,4% se deve à variação ocorrida no efeito de médias e, os 5,6% restantes, à variação ocorrida no efeito de parâmetros.

Cabe agora, com base nos procedimentos descritos na sessão 3.4, analisar os determinantes dessa mudança observada no hiato de rendimento entre as duas categorias de cor. Não será feita uma decomposição detalhada da mudança no hiato de rendimento devida à variação no efeito de parâmetros, mas somente para a mudança no hiato de rendimento devida à variação no efeito de médias. Isso se justifica, em primeiro lugar, pelo caráter residual da parcela da decomposição referente ao efeito de parâmetros, conforme discutido no Capítulo 3, e, em segundo, porque apenas 5,6% da mudança total observada no hiato de rendimento entre brancos e negros no período 1995-2013 são explicados por variações nessa parcela da decomposição de Oaxaca-Blinder.

Consideremos, inicialmente, o procedimento descrito na Eq. (19), que consiste simplesmente em subtrair o efeito de médias de cada fator em 2013 do correspondente em 1995. Os resultados encontram-se na Tabela 8, onde a última coluna mostra a contribuição percentual da variação no efeito de médias de cada fator para a mudança observada no hiato de rendimento entre brancos e negros no período 1995-2013.

Tabela 8 – A contribuição da mudança no efeito de médias de cada fator para a mudança no diferencial de rendimento entre negros e brancos entre 1995 e 2013 no Brasil

Efeito de médias do fator	1995	2013	Variação 1995/2013	Contribuição (%) para a mudança no hiato de rendimento
Sexo	0,0095	0,0155	0,0059	2,90
Idade	-0,0232	-0,0094	0,0138	6,71
Escolaridade	-0,2420	-0,1597	0,0823	40,11
Horas trabalhadas	-0,0038	-0,0102	-0,0064	-3,14
Condição na família	0,0009	0,0027	0,0019	0,92
Região de residência	-0,1317	-0,0830	0,0487	23,77
Setor de atividade	-0,0193	-0,0052	0,0141	6,88
Área censitária	-0,0201	-0,0075	0,0126	6,13
Posição na ocupação	-0,0608	-0,0400	0,0208	10,12
Efeito de médias total	-0,4904	-0,2968	0,1936	94,40

Fonte: Resultados da pesquisa.

Constata-se que 40,11% da mudança observada no hiato de rendimento entre as duas categorias de cor é explicada pela variação ocorrida no efeito de médias do fator escolaridade. Outros 23,77% se explica pela variação no efeito de médias do fator região e 10,12% pela

variação no efeito de médias do fator posição na ocupação. As variações nos efeitos de médias dos fatores idade, setor de atividade e área censitária explicam, respectivamente, 6,71%, 6,88% e 6,13% da mudança observada no hiato de rendimento. Os remanescentes 2,9%, -3,14% e 0,92%, associados, respectivamente, às variações dos efeitos de médias dos fatores sexo, horas trabalhadas e condição na família, fecham os 94,4% que a variação no efeito de médias total explica da mudança observada no hiato de rendimento entre os grupos de cor.

Como apresentado na seção 3.4, o procedimento proposto por Smith e Welch (1989) permite decompor as contribuições das variações nos efeitos de médias para a mudança observada no hiato de rendimento em duas partes. A primeira, que denominamos de *efeito quantidade*, quantifica a parcela da mudança observada no hiato de rendimento que é explicada pela mudança na diferença entre as médias das características observadas dos dois grupos de cor. A segunda, nomeada de *efeito preço*, mensura a parcela da mudança no hiato de rendimento devido às mudanças ocorridas na média das taxas de retorno às características observadas dos dois grupos, i.e., às mudanças ocorridas na média dos coeficientes estimados dos dois grupos. Os resultados estão apresentados na Tabela 9.

Tabela 9 – A contribuição do efeito quantidade e do efeito preço de cada fator para a mudança no diferencial de rendimento entre negros e brancos entre 1995 e 2013 no Brasil

Fator	Efeito Quantidade	Contribuição (%) para a mudança no hiato de rendimento	Efeito Preço	Contribuição (%) para a mudança no hiato de rendimento
Sexo	0,0072	3,51	-0,0013	-0,61
Idade	0,0117	5,69	0,0021	1,02
Escolaridade	0,0096	4,69	0,0726	35,42
Horas trabalhadas	-0,0057	-2,76	-0,0008	-0,39
Condição na família	0,0037	1,80	-0,0018	-0,89
Área censitária	0,0112	5,48	0,0029	1,39
Região de residência	0,0348	16,98	0,0139	6,79
Setor de atividade	0,0134	6,51	-0,0008	-0,38
Posição na ocupação	0,0153	7,44	0,0055	2,68
Total	0,1012	49,35	0,0924	45,04

Fonte: Resultados da pesquisa.

Constata-se que dos 94,4% que as variações nos efeitos de médias dos fatores explicam da mudança observada no hiato de rendimento entre os dois grupos de cor, 49,35% se deve a mudanças nas diferenças entre as médias das características observadas dos dois grupos de cor e 45,04% a mudanças nas médias dos coeficientes estimados para os dois grupos de cor.

Como visto anteriormente, entre 1995 e 2013, de forma geral, as taxas de retorno à escolaridade se reduziram para ambos os grupos de cor. Essa queda, por sua vez associada a um significativo progresso educacional das mãos de obra negra e branca, contribuiu fortemente para a mudança observada no hiato de rendimento entre negros e brancos: o efeito preço da escolaridade se mostra como o principal determinante da mudança observada no hiato de rendimento entre brancos e negros no Brasil no período 1995-2013, explicando 35,42% da mudança total. Já o efeito quantidade do fator escolaridade, relacionado à mudança na diferença entre os níveis médios de escolaridade dos dois grupos de cor, explica uma parcela relativamente pequena da mudança total, 4,7%, refletindo o fato de que, embora os níveis médios de escolaridade dos dois grupos tenham aumentado no decorrer do período analisado, a diferença entre eles diminuiu muito pouco. Como reportado na Tabela 8, conjuntamente, os efeitos preço e quantidade do fator escolaridade explicam 40,11% da mudança total observada no hiato de rendimento entre brancos e negros no período 1995-2013.

Em relação aos efeitos associados ao fator região de residência, as mudanças ocorridas nas diferenças entre as proporções de negros e brancos nas seis grandes regiões se mostram como o segundo fenômeno mais importante para explicar a redução no diferencial de rendimentos entre as duas categorias de cor. Ressalta-se, sobretudo, a redução ocorrida na proporção da população negra ocupada residente na região Nordeste, região menos desenvolvida, e o aumento da mesma no Estado de São Paulo e na Região Sul, regiões mais desenvolvidas. O efeito quantidade do fator região de residência explica cerca de 17% da redução observada do diferencial de rendimentos entre os dois grupos de cor. As mudanças nas médias dos coeficientes estimados da variável região de residência para os dois grupos também contribuíram para a redução na diferença de rendimentos, mas em menor grau. O efeito preço do fator foi da ordem de 6,8%. Cabe destacar, ainda, as contribuições dos fatores posição na ocupação, setor de atividade e área censitária. Os efeitos quantidade dos fatores posição na ocupação, setor de atividade e área censitária explicam, respectivamente, 7,44%, 6,51% e 5,48% da mudança total observada no hiato de rendimento entre os dois grupos de cor no período analisado. Já as parcelas da mudança total explicadas pelos efeitos preço destes três fatores foram, respectivamente, 2,86%, -0,38% e 1,39%. Comparando as contribuições dos efeitos preços e quantidade de cada um dos fatores acima elencados, nota-se que apenas para o fator escolaridade a contribuição do efeito preço foi maior do que a contribuição do efeito quantidade. Para os demais, se sobressaem as mudanças ocorridas nas diferenças entre as proporções de negros e brancos nas categorias das diversas variáveis.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho, analisou-se o comportamento e os determinantes dos diferenciais de rendimento médio entre negros e brancos no mercado de trabalho brasileiro, bem como os determinantes da mudança observada nesse diferencial, no período 1995-2013.

Os resultados mostraram que, embora a diferença remanescente seja substancial e inaceitável, houve, no período analisado, uma redução no diferencial de rendimento entre os dois grupos cor. Em termos relativos, entre 1995 e 2013, a média geométrica dos rendimentos do trabalho dos negros aumentou de 53,8% para 66,1% daquela correspondente aos brancos.

Analisando a contribuição da desigualdade de rendimentos entre e dentro dos dois grupos de cor para a desigualdade total da distribuição dos rendimentos do trabalho no Brasil, verificou-se que a desigualdade existente dentro de ambos os grupos responde pela parcela majoritária da desigualdade total, mas, também, que a parcela devida à desigualdade entre os grupos não é desprezível.

Comprovou-se a existência de diferenças não apenas no nível, mas também no grau de desigualdade das distribuições dos rendimentos do trabalho dos dois grupos, sendo que essas diferenças se dão em sentido opostos, caracterizando o grupo dos brancos como mais rico e mais desigual e o grupo dos negros como mais pobre e menos desigual. Em termos de bem-estar social do ponto de vista da renda, notou-se que a diferença de nível a favor dos brancos é observada para todos os percentis, isto é, a distribuição referente aos brancos domina, em primeira ordem, a distribuição referente aos negros.

Para analisar os determinantes dos diferenciais de rendimento médio observados entre os dois grupos de cor utilizou-se o método de decomposição de Oaxaca-Blinder. Esse método permite decompor os diferenciais de rendimento observados em duas partes, as quais denominamos de efeito de médias e efeito de parâmetros. O efeito de médias quantifica a parcela da diferença total que se pode atribuir às diferenças nas médias das características observadas dos dois grupos e o efeito de parâmetros, a parcela da diferença total associada às diferenças na remuneração das características observadas dos indivíduos negros e brancos.

Verificou-se que a magnitude do efeito de parâmetros permaneceu praticamente constante ao longo do período analisado, ao passo que a do efeito de médias reduziu-se gradativamente. Sob a hipótese de que o efeito de parâmetros reflete de fato a discriminação racial do mercado de trabalho, não haveria indícios de redução na discriminação contra negros no mercado de trabalho brasileiro neste período. Contudo, deve-se levar em conta que o efeito de parâmetros capta tanto efeitos associados à discriminação racial quanto efeitos associados

a diferenças intergrupos de características não observadas. Neste sentido, as estimativas dos efeitos de parâmetros aqui apresentadas seriam uma superestimativa da desigualdade racial *strictu sensu*. Em outras palavras, o que o efeito de parâmetros retorna é o limite do que se poderia creditar à discriminação racial no mercado de trabalho, sendo está entendida no sentido restrito de remuneração desigual por trabalho igual.

O efeito de parâmetros só seria uma medida exata desse tipo de discriminação se a equação de regressão utilizada incluísse, como variáveis explanatórias, todas as variáveis relevantes associadas com as capacidades produtivas da pessoa, o que é praticamente impossível.

Se, por outro lado, entendermos que “discriminação” inclui todos os efeitos, ao longo da história, da forma como os negros foram integrados à sociedade brasileira, considerar apenas o efeito de parâmetros como discriminação constitui-se, indubitavelmente, numa subestimação da discriminação racial.

Como foi observado, a diferença entre os níveis de escolaridade média dos dois grupos se mostra como o principal determinante dos diferenciais de rendimento observados. Se se entende a mobilidade social como algo que varia de forma inversa ao grau de associação entre origem e destino, os estudos recentes sobre essa temática mostram que a mobilidade social no Brasil é baixa. Por conseguinte, não há como desassociar o fato dos negros se encontrarem hoje sobre representados nos patamares inferiores da hierarquia social do fato de que, uma vez finda a escravidão e as barreiras formais à mobilidade social, por razões óbvias, as desigualdades socioeconômicas entre os dois grupos eram gigantescas. Como é sabido, as desigualdades educacionais entre negros e brancos são em larga escala determinadas pela origem social, e, portanto, entendido nesse sentido mais amplo, a menor escolaridade dos negros, em comparação com a dos brancos, também é resultado da discriminação (histórica).

De acordo com os resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder, do diferencial observado entre os dois grupos em 1995, 79,2% podem ser atribuídos ao efeito de médias e os 20,8% restantes, ao efeito de parâmetros. Em 2013, as contribuições relativas dos dois efeitos para o diferencial de rendimento observado foram, respectivamente, 71,7% e 28,3%. Comparando os resultados encontrados para os dois anos, nota-se que em 2013 a contribuição relativa do efeito de parâmetros foi maior do que aquela observada em 1995. Isso se deve ao fato de a magnitude do efeito de parâmetros ter permanecido praticamente constante ao longo do período analisado, ao passo que a do efeito de médias reduziu-se gradativamente.

A diferença entre os níveis de escolaridade média e as desiguais distribuições geográfica e por posição na ocupação dos dois grupos se mostraram como os principais

determinantes dos diferenciais de rendimento observados, podendo ser atribuídos aos efeitos de médias desses três fatores, respectivamente, 39,1%, 21,3% e 9,8% da diferença de rendimento observada em 1995 e, 38,59%, 20,04 % e 9,67% daquela observada em 2013. Como foi constatado, as contribuições relativas dos efeitos de médias desses três fatores para os diferenciais de rendimentos observados ao longo do período 1995-2013 se mantiveram estáveis.

Entre 1995 e 2013 observou-se uma redução de 12,3 pontos percentuais no diferencial de rendimento entre os dois grupos cor. Os resultados da decomposição de Smith-Welch mostraram que diversos fatores contribuíram para essa redução no hiato de rendimento médio entre os dois grupos, sendo os principais as reduções observadas nas taxas de retorno à escolaridade para os dois grupos e as mudanças observadas na distribuição geográfica da população negra ocupada. Pode-se atribuir às reduções observadas nas taxas de retorno à escolaridade dos dois grupos 35,42% da mudança observada no hiato de rendimento dos dois grupos de cor entre 1995 e 2013 e outros 17% às mudanças ocorridas nas distribuições geográficas dos dois grupos de cor, sobretudo, da população negra ocupada.

REFERÊNCIAS

- ANDREWS, G. R. 1992. Desigualdade racial no Brasil e nos EUA: uma comparação estatística. **Estudos Afro-Asiáticos**, Rio de Janeiro, v.1, n.22, p. 47-83, 1992.
- ALTONJI, J. G.; BLANK, R. M. Race and gender in the labor market. In: ASHENFELTER, G.; CARD, M. (Eds.). **Handbook of Labor Economics**, Amsterdam: Elsevier, 1999. chap.48, p. 3143-3259.
- AZEVEDO, T. **As elites de cor numa cidade brasileira: um estudo de ascensão social e classes sociais e grupos de prestígio**. Salvador: UFBA, 1996. 186p.
- BARTOLOTTI, O. A. G. **Discriminação salarial por cor e gênero revisitada: Uma abordagem de decomposição contrafactual utilizando regressões quantílicas**. 2007. 87p. Dissertação (Mestrado), Escola de economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2007.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. e MENDONÇA, R. Markets, the state and the dynamics of inequality: the case of Brazil. In: LOPEZ-CALVA, L.; LUSTIG, N. (Ed.). **The New Dynamics of Inequality in Latin America**, New York, 2010. chap. 10, p.134-174.
- _____. **Determinantes da queda na desigualdade de renda no Brasil**. Niterói: UFF, 2009. 52p. (Texto para Discussão n.249).
- BARROS, R.P.; CURY, S. ULYSSEA, G. A desigualdade de renda no brasil encontra-se subestimada? Uma análise comparativa usando PNAD, POF e Contas Nacionais. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 2006. cap. 7, p.237-273.
- BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 2007. v.2,
- _____. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 2006. v.1.
- BARROS, R. P. D.; MENDONÇA, R. S. P. Diferenças entre discriminação racial e por gênero e o desenho de políticas anti-discriminatórias. **Estudos Feministas**, Florianópolis, v. 4, n.1, p.183-193, 1996.
- BERNDT, E. R. Analyzing determinants of wages and measuring discrimination: dummy variables in regression models. In: _____. **The practice of econometrics: classic and contemporary**. New York: Addison-Wesley, 1991. chap.5, p. 150-223.
- BLAU, F. D. e BELLER, A. H. 1992. Black-White Earnings over the 1970s and 1980s: Gender Differences in Trends, **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v.74, p. 276-86, 1992.
- BLAU, F. D. e BELLER, A. H. “Trends in Earnings Differentials by Gender, 1971-1981.” **Industrial and Labor Relations Review**, Cornell, v.41, p.513-29, 1988.
- BLINDER, A. S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. **Journal of Human Resources**, Madison, v.8, p.436-455, 1973.
- CAMPANTE, F. R.; CRESPO, A. R. V.; LEITE, P. G. P. G. 2004. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.58, n. 2, p. 185-210, 2004.

CARVALHO, A. P.; NERI, M. C. **Mobilidade ocupacional e raça: origens, destinos e riscos dos afro-brasileiros**. Rio de Janeiro: EPGE/FGV, 2000. 62p. (Texto para Discussão n.392).

COTTON, J. On the decomposition of wage differentials. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v.70, p.236–243. 1988,

COSTA PINTO, L. **O Negro no Rio de Janeiro: relações de raça numa sociedade em mudança**. São Paulo: Companhia Editora Nacional, 1952. 276p.

FERNANDES, D. Estratificação educacional, origem socioeconômica e raça no Brasil: as barreiras de cor. **Monografias Premiadas**, Brasília: IPEA, 2005. 51p.

FERNANDES, F. **A Integração do Negro na Sociedade de Classes**. São Paulo: Companhia Editora Nacional, 1965. v.1, 440p.

FERREIRA et. al. Ascensão, e queda da desigualdade no Brasil. **Econômica**, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.147-169, 2006.

FIRPO, S.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. Unconditional Quantile Regressions. **Econometrica**, Chicago, v. 77, p. 953-973, 2009.

GARDEAZABAL, J.; UGIDOS, A. More on identification in detailed wage decompositions. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 86, p.1034–1036, 2004.

GUIMARÃES, A. S. A. Depois da democracia racial. **Tempo Social**, São Paulo, v. 18, n. 1, p.269-287, 2006.

_____. Preconceito de cor e racismo no Brasil. **Revista de Antropologia**, São Paulo, v.47, n.1, p.9-43, 2004.

_____. Como trabalhar com "raça" em sociologia. **Educação e Pesquisa**, São Paulo, v. 29, n.1, p. 93-107, 2003.

HASENBALG, C. Raça e Mobilidade Social. In: HASENBALG, C.; Silva, N. V. **Estrutura Social, Mobilidade e Raça**, Rio de Janeiro: Vértice, 1988. cap.6, p.111-143.

_____. Race and socioeconomic inequalities in Brazil. In: FONTAINE, P. M. (Ed.). **Race, class and power in Brazil**. Los Angeles: UCLA-CAAS, 1985. p. 25-41.

_____. **Discriminação e desigualdades raciais no Brasil**. Graal, Rio de Janeiro, 1979. 302p.

HASENBALG, C. A.; SILVA, N. V. **Estrutura social, mobilidade e raça**, Rio de Janeiro: Vértice, 1998. 200p.

HASENBALG, C. A., SILVA, N. D. V.; LIMA, M., (Eds.). **Cor e estratificação social**, Rio de Janeiro: Contra Capa, 1999. 240p.

HENRIQUES, R. **Desigualdade racial no Brasil: a evolução das condições de vida na década de 90**. Brasília: IPEA, 2001. 52p. (Texto para discussão n.807).

HENRIQUES, R. **Raça e gênero no sistema de ensino: os limites das políticas universalistas na educação**. Brasília: UNESCO, 2002. 98p.

HOFBAUER, A. **Uma história de branqueamento ou o negro em questão**. São Paulo: Editora da Unesp, 2006. 454p.

HOFFMANN, R. **Distribuição de renda**: medida de desigualdade e pobreza. São Paulo: EDUSP, 1998. 275p.

_____. Desigualdade de distribuição de renda no Brasil: A contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar per capita. **Economia e Sociedade**, Campinas, v.18, p.213–231, 2009.

_____. Desigualdade de renda e das despesas per capita no Brasil entre 2002-2003 e 2008-2009, e avaliação do grau de progressividade de parcelas da renda familiar. **Economia e Sociedade**, Campinas, v.19, p.765–788, 2010.

_____. Fatos relevantes sobre a distribuição da renda no Brasil. In: CONGRESSO DA SOBER, 52., 2014, Goiânia. **Anais do 52º Congresso da Sober**, Goiânia: SOBER, 2014. p.1110-1131.

_____. Transferências de renda e redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.55-81, 2006.

HORRACE W. C.; R. OAXACA, R. Inter-Industry Wage Differentials and the Gender Wage Gap: An Identification Problem. **Industrial and Labor Relations Review**, Cornell, v.54, p.611-618, 2001.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Sobre a queda recente da desigualdade de renda no Brasil. In: BARROS, R. P. D.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: IPEA, 2006. Nota Técnica, p. 15-85.

JACCOUD, L. Racismo e República: o debate sobre o branqueamento e a discriminação racial no Brasil. In: THEODORO, M. (Org.). **As políticas públicas e as desigualdades raciais no Brasil 120 anos após a abolição**. Brasília: IPEA, 2008. cap.2, p. 49-68.

JACCOUD, L; BEGHIN, N. **Desigualdades raciais no Brasil**: um balanço da intervenção governamental. Brasília: IPEA, 2002. 72p.

JANN, B. The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models. **The Stata Journal**, Zürich, n.4, p.453-479, 2008.

JESUS, J.G. A evolução do diferencial de rendimentos entre negros e brancos nos setores agrícola e não agrícola no Brasil. **Revista Orbis Latina**, Foz do Iguaçu, v.5, n1, p.159-184, 2015.

JUHN, C.; MURPHY, K. M.; PIERCE, B. Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 101, p. 410-442, 1993.

_____. Accounting for the slowdown in black-white wage convergence. In: M. H. KOSTERS, M.H. (Ed.). **Workers and Their Wages: Changing Patterns in the United States**, District of Columbia, 1991, v.1, p.107-143.

KIM, C. H. Decomposing the Change in the wage gap between white and black men over time, 1980–2005: An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Method. **Sociological Methods & Research**, Califórnia, v.38, p. 619-651, 2010.

LOVELL, P. A. Raça e gênero no Brasil. **Lua nova**, Rio de Janeiro, v.1, n.35, p. 39-71, 1995.

MACHADO, J.; MATA, J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. **Journal of Applied Econometrics**, Kingston, v.20, n.1, p. 445-465, 2005.

MEDEIROS, M; SOUZA, P; CASTRO, F. O topo da distribuição de renda no Brasil: primeiras estimativas com dados tributários e comparação com pesquisas domiciliares. **Dados**, Rio de Janeiro, v. 58, n.1, p. 7- 36, 2015.

MELLY, B. Estimation of counterfactual distributions using quantile regression. **Labour Economics**, Amsterdam, v.12, p.577-590, 2005.

MENEZES-FILHO, N.; KIRSCHBAUM, C. Educação e desigualdade no Brasil. In: ARRETCHE, M. (Org.). **Trajetória das desigualdades**: como o Brasil mudou nos últimos cinquenta anos. São Paulo: Unesp, 2015. cap. 4, p. 115-137.

MENEZES-FILHO, N.; OLIVEIRA, A. P. **A contribuição da educação para a queda na desigualdade de renda per capita no Brasil**. São Paulo: Insper, 2014. 29p. (Policy Paper n.9).

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. A evolução da distribuição de salários no Brasil: fatos estilizados para as décadas de 80 e 90. In: Henriques, R. (Org.). **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. cap.8, p. 231-250.

MINCER, J. **Schooling, Experience, and Earnings**. New York: NBER, 1974. 167p.

NEUMARK, D. Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination. **Journal of Human Resources**, Madison, v.23, n.1, p. 279–295, 1988.

NEY, M.G.; HOFFMANN, R. Desigualdade de renda na agricultura: o efeito da posse da terra. **Economia**, Niterói, v. 4, n. 1, p. 113-152, 2003.

NOGUEIRA, O. Preconceito racial de marca e preconceito racial de origem: sugestão de um quadro de referência para a interpretação do material sobre relações raciais no Brasil. **Tempo Social**, São Paulo, v. 19, n. 1, p.287-308, 2006.

PRATA, A. C. A.C. **Diferenciais salariais por raça no Brasil**: análises contrafactuais nos anos de 1996 e 2006. 2009. 75p. Dissertação (Mestrado), Departamento de Economia, Universidade de Brasília, Brasília, 2009.

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

OAXACA, R.; RANSOM, R. Identification in detailed wage decompositions, **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v.81, n.1, p. 154-157, 1999.

OLIVEIRA, L. E. G. D.; PORCARO, R. M.; ARAÚJO, T. C. N. **O lugar do negro na força de trabalho**. Rio de Janeiro: IBGE, 1985. 86p.

OSORIO, R. G. **A desigualdade racial de renda no Brasil: 1976-2006**. 2009. 362p. Tese (Doutorado), Departamento de Sociologia, Universidade de Brasília, Brasília, 2009.

_____. Desigualdade racial e mobilidade social no Brasil: um balanço das teorias. In: THEODORO, M. (Org.). **As políticas públicas e a desigualdade racial no Brasil 120 anos após a abolição**. Brasília: IPEA, 2008. cap.3, p. 65-96.

_____. **A mobilidade social dos negros brasileiros**. Brasília: Ipea, 2004. 25p. (Texto para discussão n.1033).

_____. **O sistema classificatório de cor ou raça do IBGE**. Brasília: IPEA, 2003a. 51p. (Texto para discussão n.996).

_____. **Mobilidade Social sob a Perspectiva da Distribuição de Renda**. 2003. 116p. Dissertação (Mestrado), Departamento de Sociologia, Universidade de Brasília, Brasília, 2003b.

REIMERS, C. W. Labor market discrimination against Hispanic and black men. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v.65, n.1, p.570-579, 1983,

RIBEIRO, C. A. C. Classe, raça e mobilidade social no Brasil. **Dados**, Rio de Janeiro, v. 49, n.4, p. 833-873, 2006.

PAIXÃO, M. Níveis de incidência de pobreza e indigência sobre os grupos de cor ou raça no Brasil e estimação dos efeitos das políticas governamentais de transferência de rendimentos sobre as desigualdades. In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO DE ESTUDOS LATINO-AMERICANOS, 1., 2009, Rio de Janeiro. **Anais do 1º Congresso da Associação de Estudos Latino-americanos**, Rio de Janeiro:AELA, 2009. p.333-366.

PIERSON, D. **Branços e pretos na Bahia**: estudo de contato racial. São Paulo: Companhia Editora Nacional, 1945. 486p.

REIS, M. Field. Fields of study and the earnings gap by race in Brazil. **Working Paper 67**, Rio de Janeiro: REAP, 2014. 28p.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil: a evolução de longo prazo (1970-2011)**. Rio de Janeiro: BNDES, 2013. 52p. (Estudos e Pesquisas n.492).

_____. O declínio sustentado da desigualdade de renda no Brasil (1997- 2009). **Revista EconomiaA**, Brasília, v. 13, n. 3, p. 629-645, 2012.

_____. A investigação da renda nas pesquisas domiciliares. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 12, n.2, p. 205-224, 2003.

SILVA, N. V. Expansão Escolar e Estratificação Educacional no Brasil. In: HASENBALG, C.; Silva, N. V. (Ed.). **Origens e destinos**: desigualdades sociais ao longo da vida. Rio de Janeiro: Topbooks, 2003.480p.

_____. Cor e mobilidade ocupacional. In: Silva, N. V.; Pastore J. (Eds.). **Mobilidade Social no Brasil**. São Paulo: Makron Books, 2000. 98p.

_____. Diferenças Raciais de Rendimentos. In: HASENBALG, C.; SILVA, N. V.; LIMA, M. **Cor e estratificação racial**. Rio de Janeiro: Contra Capa, 1999. cap.6. p. 184-216.

_____. Cor e o processo de realização socioeconômica. In: HASENBALG, C. A.; SILVA, N. D. V. (Eds.). **Estrutura social mobilidade e raça**. São Paulo: Vértice, Editora Revista dos Tribunais, 1988. cap.5. p.144-163.

_____. Situação da população negra, In: VELLOSO, J. P.; ALBUQUERQUE, R. C. (Org.). **Pobreza e mobilidade social**. Nobel, São Paulo, 1993. cap.7. p. 175-198.

_____. Cor e pobreza no centenário da abolição. In: HASENBALG, C. A. e SILVA, N. D. V. (Ed.). **Relações raciais no Brasil contemporâneo**. Rio de Janeiro: Rio Fundo Editora, 1992. cap.5, p.119-137.

_____. Updating the cost of being white in Brazil. In: FONTAINE, P. M. **Race, class and power in brazil**. Los Angeles: UCLA Press, 1986. chap.3, p. 42-55.

_____. O preço da cor: diferenciais raciais na distribuição de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.10, n.1, p.21-44, 1980.

SMITH, J. P.; WELCH, F. R. Black economic progress after Myrdal. **Journal of Economic Literature**, Sidney, v.27, n.1, p.519-64, 1989.

SOARES, S. S. D.; FONTOURA, N. D. O.; PINHEIRO, L. Tendências recentes na escolaridade e no rendimento de negros e de brancos. In: BARROS, R. P. D.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 2007.v.2. cap. 29, p. 401-415.

SOARES, S. A demografia da cor: a composição da população brasileira de 1870 a 2007. In: THEODORO, M. (Org.). **As políticas públicas e a desigualdade racial no Brasil: 120 anos após a abolição**. Brasília: IPEA, 2008^a. cap.4, p. 97-117.

_____. A trajetória da desigualdade: a evolução da renda relativa dos negros no Brasil. In: THEODORO, M. (Org.). **As políticas públicas e a desigualdade racial no Brasil: 120 anos após a abolição**. Brasília: IPEA, 2008b. cap.5, p. 119-129.

_____. Distribuição de renda entre 1995 e 2009. **Comunicado 63**, Brasília: IPEA, 2010. 21p.

_____. **Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004**. Brasília: IPEA, 2006. 29p. (Texto para Discussão 1166).

_____. **O perfil da discriminação no mercado de trabalho: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras**. Brasília: IPEA, 2000. 26p. (Texto para discussão 769).

SOUZA, P. F.; RIBEIRO, A. C. R.; CARVALHAES, F. Desigualdade de oportunidades no Brasil Considerações sobre classe, educação e raça. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, São Paulo, v. 25, n.73, p. 77-100, 2010.

THEODORO, M. A formação do mercado de trabalho e a questão racial no Brasil. In: _____. (Org.). **As políticas públicas e as desigualdades raciais no Brasil 120 anos após a abolição**. Brasília: Ipea, 2008. cap.1, p.19-47.

TELLES, E. **Racismo à brasileira: uma nova perspectiva sociológica**. Rio de Janeiro: Relume Dumará: Fundação Ford, 2003. 347p.

VAZ, D. V. **Rendimento em serviços nos anos 90: o contraste entre funcionários públicos e privados**. 2005. 95p. Dissertação (Mestrado), Instituto de Economia, Unicamp, Campinas, 2005.

VAZ, D. V.; HOFFMANN, R. Remuneração nos serviços no Brasil: o contraste entre funcionários públicos e privados. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 16, n.2, p. 199-232, 2007.

WAGLEY, C. Race relations in an amazon community. In: WAGLEY, C. (Ed.). **Race and Class in Rural Brazil**, Paris: UNESCO, 1952. chap.4, p.116-141.

WELLINTON, A. J. Accounting for the Male-Female Wage Gap Among Whites: 1976 and 1985. **American Sociological Review**, New York, v.59, p.839-48, 1994.

YUN, M.S. Hypothesis tests when decomposing differences in the first moment. **Journal of Economic and Social Measurement**, Amsterdam, v.30, n.1, p. 295-304, 2005.

ZUCCHI, J. D; HOFFMANN, R. 2004. Diferenças de renda associadas à cor: Brasil, 2001. **Pesquisa e Debate**, São Paulo, v.15, n.1, p. 107-129, 2004.

ANEXOS

ANEXO A

Tabela A1 - Estimativas das equações de rendimentos para brancos. Brasil, 1995-2013²¹

ANO/VARIÁVEL	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013
<i>INTERCEPTO</i>	2,1112	2,1237	1,9784	2,1935	2,0825	2,0231	1,9966	1,8818	1,8886	1,9986	2,1136	2,0700	2,3193	2,2879	2,6080	2,7005	2,7079
<i>SEXO</i>	0,3396	0,3315	0,3434	0,3323	0,3288	0,3197	0,3267	0,3252	0,3272	0,3196	0,3202	0,3285	0,3403	0,3262	0,3244	0,3236	0,3212
<i>ID</i>	0,5852	0,6111	0,6016	0,5841	0,6141	0,5916	0,5737	0,5599	0,5871	0,5500	0,5459	0,5146	0,4853	0,4935	0,4217	0,4134	0,4188
<i>ID²</i>	-0,0593	-0,0625	-0,0605	-0,0586	-0,0614	-0,0576	-0,0554	-0,0528	-0,0572	-0,0519	-0,0517	-0,0479	-0,0459	-0,0467	-0,0388	-0,0384	-0,0392
<i>ESC1</i>	0,0841	0,0810	0,0819	0,0776	0,0765	0,0750	0,0702	0,0695	0,0671	0,0668	0,0647	0,0615	0,0549	0,0548	0,0427	0,0444	0,0436
<i>ESC2</i>	0,0591	0,0592	0,0583	0,0678	0,0700	0,0758	0,0857	0,0816	0,0818	0,0810	0,0809	0,0805	0,0866	0,0787	0,0933	0,0876	0,0879
<i>LHT</i>	0,5093	0,5003	0,5272	0,4859	0,4900	0,5052	0,5190	0,5361	0,5335	0,5393	0,5248	0,5763	0,5536	0,5700	0,5655	0,5561	0,5714
<i>CF</i>	0,2192	0,2056	0,1936	0,2056	0,1895	0,1727	0,1749	0,1610	0,1553	0,1614	0,1555	0,1265	0,1181	0,1190	0,1058	0,1090	0,1063
<i>GR</i>																	
Norte	0,2916	0,2746	0,3402	0,2189	0,2446	0,2552	0,2900	0,3078	0,3220	0,2989	0,2910	0,2986	0,2670	0,2488	0,2489	0,2136	0,2429
MG+RJ+ES	0,2184	0,2364	0,2510	0,2306	0,2368	0,2480	0,2769	0,2850	0,2988	0,2802	0,2744	0,2820	0,2744	0,2664	0,2707	0,2678	0,2744
São Paulo	0,5112	0,5258	0,5415	0,4820	0,4912	0,4740	0,4821	0,4873	0,4655	0,4372	0,4263	0,4402	0,4049	0,3704	0,3893	0,3759	0,3775
Sul	0,2962	0,3013	0,3406	0,2824	0,2880	0,3029	0,3499	0,3814	0,3835	0,3773	0,3633	0,3800	0,3503	0,3590	0,3606	0,3288	0,3591
Centro-Oeste	0,3341	0,3442	0,3772	0,3234	0,3257	0,3763	0,4114	0,4284	0,4501	0,4221	0,4078	0,4317	0,4029	0,4040	0,4116	0,4074	0,4299
<i>AREA</i>																	
Urbana não metropolitana	-0,1854	-0,1889	-0,2093	-0,2006	-0,1752	-0,1856	-0,1665	-0,1431	-0,1414	-0,1440	-0,1209	-0,1389	-0,1243	-0,1370	-0,1440	-0,1333	-0,1434
Rural não metropolitana	-0,3418	-0,3381	-0,3332	-0,3042	-0,2758	-0,2971	-0,2786	-0,1968	-0,2154	-0,2399	-0,2224	-0,2413	-0,2409	-0,2303	-0,2720	-0,2500	-0,2627
<i>SET</i>																	
Indústria	0,3055	0,2958	0,3061	0,3177	0,2625	0,2558	0,2017	0,1793	0,1666	0,1637	0,1842	0,1744	0,1433	0,1705	0,2240	0,2148	0,1946
Serviços	0,2160	0,2440	0,2619	0,2806	0,2319	0,2455	0,2132	0,1805	0,1686	0,1693	0,1830	0,1704	0,1455	0,1661	0,1948	0,2001	0,1761
<i>POS</i>																	
Empregado com carteira	0,2547	0,2544	0,2670	0,2767	0,2854	0,2789	0,2727	0,2801	0,2884	0,2714	0,2666	0,2416	0,2599	0,2408	0,1961	0,1978	0,1770
Funcionário público ou militar	0,3208	0,3097	0,3317	0,4043	0,4176	0,4166	0,4239	0,4326	0,4264	0,4127	0,4573	0,4406	0,4549	0,4578	0,4320	0,4153	0,4097
Conta própria	0,2711	0,2799	0,2324	0,1977	0,2039	0,1738	0,1448	0,1369	0,1553	0,1037	0,1160	0,1493	0,1413	0,1096	0,1522	0,1693	0,1419
Empregador	0,9382	0,9243	0,9412	0,8927	0,9118	0,8532	0,8798	0,8536	0,8848	0,8542	0,8529	0,8462	0,8604	0,8346	0,8394	0,8053	0,8202
<i>R²</i>	0,5929	0,5750	0,5922	0,5973	0,5947	0,5793	0,5858	0,5702	0,5722	0,5709	0,5688	0,5534	0,5462	0,5439	0,5137	0,5006	0,5089
Número de observações	66056	64519	67050	66090	67831	72045	73905	72269	75333	75567	76745	74362	73903	75116	66068	66249	65004

Fonte: Resultados da pesquisa.

²¹ Todos os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 0,01%.

Tabela A2 - Estimativas das equações de rendimentos para negros ocupados. Brasil, 1995-2013²²

ANO/VARIÁVEL	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013
<i>INTERCEPTO</i>	1,9717	2,2383	1,9371	2,1565	2,0581	2,0323	2,0520	1,7482	1,8719	1,9531	1,9802	2,1466	2,1611	2,1905	2,4340	2,4814	2,4310
<i>SEXO</i>	0,3789	0,3615	0,3741	0,3623	0,3510	0,3477	0,3581	0,3507	0,3431	0,3382	0,3388	0,3262	0,3457	0,3382	0,3354	0,3260	0,3298
<i>ID</i>	0,5891	0,5519	0,5987	0,5846	0,5793	0,5972	0,5865	0,5795	0,5615	0,5531	0,5767	0,5390	0,5400	0,4938	0,4506	0,4194	0,4143
<i>ID²</i>	-0,0636	-0,0588	-0,0639	-0,0615	-0,0612	-0,0617	-0,0607	-0,0595	-0,0571	-0,0555	-0,0588	-0,0547	-0,0557	-0,0491	-0,0456	-0,0416	-0,0411
<i>ESC1</i>	0,0671	0,0649	0,0665	0,0640	0,0611	0,0589	0,0559	0,0535	0,0525	0,0524	0,0496	0,0483	0,0460	0,0446	0,0373	0,0391	0,0374
<i>ESC2</i>	0,0919	0,0915	0,0861	0,0908	0,0971	0,0941	0,1019	0,0974	0,1050	0,0935	0,0963	0,0889	0,0811	0,0826	0,0849	0,0806	0,0790
<i>LHT</i>	0,5481	0,4932	0,5351	0,4923	0,5088	0,5063	0,5013	0,5719	0,5544	0,5496	0,5511	0,5419	0,5574	0,5715	0,5721	0,5838	0,6164
<i>CF</i>	0,1737	0,1725	0,1594	0,1540	0,1567	0,1421	0,1378	0,1316	0,1322	0,1287	0,1158	0,1089	0,0944	0,0915	0,0849	0,0791	0,0756
<i>GR</i>																	
Norte	0,2886	0,2879	0,2658	0,2267	0,2268	0,2621	0,2627	0,2620	0,2945	0,3014	0,2677	0,2789	0,2272	0,2492	0,2042	0,2087	0,2316
MG+RJ+ES	0,2041	0,2320	0,2399	0,2219	0,2284	0,2175	0,2441	0,2361	0,2543	0,2556	0,2490	0,2845	0,2562	0,2577	0,2571	0,2670	0,2771
São Paulo	0,5695	0,5669	0,5937	0,5451	0,5104	0,4518	0,4708	0,4405	0,4339	0,4189	0,3783	0,4137	0,3734	0,3621	0,3774	0,3653	0,3747
Sul	0,2904	0,2923	0,2968	0,2816	0,2312	0,2726	0,3128	0,2997	0,3349	0,3486	0,3202	0,3421	0,3315	0,3489	0,3312	0,3541	0,3671
Centro-Oeste	0,3351	0,3738	0,3758	0,3416	0,3313	0,3681	0,3864	0,3974	0,4187	0,4118	0,3966	0,4194	0,3784	0,3872	0,3863	0,4095	0,4079
<i>AREA</i>																	
Urbana não metropolitana	-0,1598	-0,1692	-0,1843	-0,1505	-0,1308	-0,1479	-0,1269	-0,1160	-0,1008	-0,1047	-0,1007	-0,1007	-0,0849	-0,0910	-0,0923	-0,0809	-0,0916
Rural não metropolitana	-0,3085	-0,2868	-0,2947	-0,2602	-0,2117	-0,2601	-0,2417	-0,2107	-0,1687	-0,1843	-0,2013	-0,2000	-0,2083	-0,2103	-0,2520	-0,2400	-0,2278
<i>SET</i>																	
Indústria	0,2840	0,3108	0,3498	0,3145	0,2826	0,2565	0,2149	0,2041	0,1832	0,2012	0,2266	0,2280	0,2167	0,2467	0,3290	0,3374	0,3240
Serviços	0,2228	0,2636	0,3006	0,2726	0,2543	0,2503	0,2287	0,2172	0,1886	0,2081	0,2398	0,2203	0,2173	0,2434	0,2886	0,2899	0,2820
<i>POS</i>																	
Empregado com carteira	0,2120	0,2066	0,2349	0,2515	0,2841	0,2841	0,2863	0,3161	0,3153	0,3025	0,3011	0,2865	0,2848	0,2947	0,2188	0,2140	0,2009
Funcionário público ou militar	0,3918	0,3692	0,4036	0,4405	0,4724	0,5131	0,5362	0,5322	0,5276	0,5350	0,5383	0,5322	0,5455	0,5588	0,4794	0,4675	0,4688
Conta própria	0,1515	0,1728	0,0942	0,0804	0,0945	0,0187	0,0332	0,0083	-0,0138	-0,0345	-0,0234	0,0231	0,0037	-0,0104	0,0394	0,0286	0,0119
Empregador	1,0717	0,9307	0,9478	0,8887	0,8845	0,8835	0,8611	0,8814	0,8354	0,8571	0,8605	0,8643	0,8157	0,8170	0,8172	0,8135	0,8033
<i>R²</i>	0,5573	0,5250	0,5622	0,5592	0,5504	0,5354	0,5405	0,5351	0,5371	0,5331	0,5439	0,5137	0,5110	0,5279	0,4961	0,4988	0,4842
Número de observações	57709	54605	59003	58284	59791	67330	70111	71315	74527	79352	81087	80747	82696	84839	74592	79703	78307

Fonte: Resultados da pesquisa.

²² Os valores em negrito denotam os coeficientes que não são estatisticamente diferentes de zero ao nível de 10% de significância. Todos os demais coeficientes são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 0,01%.