

ARTIGOS ARTICLES ARTICLES ARTÍCULOS

<https://doi.org/10.1590/198053146700>

BACKGROUND FAMILIAR, RETORNOS DA EDUCAÇÃO E DESIGUALDADE RACIAL NO BRASIL

 Daniela Verzola Vaz¹

¹ Universidade Federal de São Paulo (Unifesp), Osasco (SP), Brasil; daniela.vaz@unifesp.br

Resumo

Este trabalho analisa o efeito do background familiar sobre os rendimentos do trabalho e sobre os retornos da escolaridade no Brasil, comparando os resultados obtidos por brancos e negros. São estimadas equações de rendimento com dados de 1996 e 2014 da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad/IBGE), adotando-se a escolaridade dos pais do trabalhador como proxy de seu background familiar. Os resultados mostram que ter um diploma universitário tem efeito pronunciado sobre os rendimentos, porém em menor magnitude para os negros. Entre 1996 e 2014, apesar de ter ocorrido uma diminuição do efeito diploma, bem como do diferencial salarial entre brancos e negros, não houve redução da importância do background familiar para o desempenho dos indivíduos no mercado de trabalho.

EDUCAÇÃO • RAÇA • FAMÍLIA • DESIGUALDADE SOCIAL

FAMILY BACKGROUND, RETURNS TO EDUCATION AND RACIAL INEQUALITY IN BRAZIL

Abstract

This paper analyzes the effect of family background on earnings from labor and on returns to education in Brazil, comparing results from white and black workers. We estimate earnings equations using cross-sectional data from the 1996 and 2014 National Household Sample Survey (Pnad/IBGE); parents' education is used as a proxy for family background. Our findings show that having a university degree significantly increases labor earnings, but less so for the blacks. Although the diploma effect and the racial wage gap decreased over the 1996-2014 period, there was no decrease in the influence of family background on individuals' performance in the job market.

EDUCATION • RACE • FAMILY • SOCIAL INEQUALITY

BACKGROUND FAMILIAR, RETORNOS DE LA EDUCACIÓN Y DESIGUALDAD RACIAL EN BRASIL

Resumen

Este artículo analiza el efecto del background familiar sobre los ingresos laborales y las tasas de rendimiento de la escolaridad en Brasil, comparando los resultados obtenidos por blancos y negros. Se calculan ecuaciones de salarios con datos de 1996 y 2014 de la Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad/IBGE), adoptándose la escolaridad de los padres del trabajador como proxy de su contexto familiar. Se verificó que el hecho de poseer un diploma universitario ocasiona efectos pronunciados sobre la remuneración, pero con menor magnitud en el caso de los negros. Entre 1996 y 2014, a pesar de observarse la disminución del efecto diploma, así como la diferencia salarial entre blancos y negros, no hubo reducción de la importancia del background familiar para el desempeño de los individuos en el mercado laboral.

EDUCACIÓN • RAZA • FAMILIA • DESIGUALDAD SOCIAL

CONTEXTE FAMILIAL, TAUX DE RENDEMENT DE L'ÉDUCATION ET INÉGALITÉ RACIALE AU BRÉSIL

Résumé

Cet article examine l'effet du contexte familial sur les revenus de travail et sur le taux de rendement de l'éducation au Brésil, dans la comparaison des résultats des travailleurs noirs et blancs. À cette fin, des équations de revenus sont estimées à partir des données de la Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad/IBGE). La scolarisation des parents est utilisée comme proxy du contexte familial. Les résultats montrent que le diplôme universitaire augmente substantiellement les rémunérations, bien que de façon moins prononcée chez les travailleurs noirs. Entre 1996 et 2014, malgré la chute dans l'effet diplôme ainsi que dans l'écart de salaires entre blancs et noirs, l'importance du contexte familial sur la performance des individus au marché du travail n'a pas décliné.

ÉDUCATION • RACE • FAMILLE • INÉGALITÉ SOCIALE

A

TEORIA ECONÔMICA SUSTENTA QUE O RITMO DE ACUMULAÇÃO DO CAPITAL HUMANO

influencia o crescimento econômico de um país (MINCER, 1958; SCHULTZ, 1964; BECKER, 1964). Por meio da educação – considerada o eixo fundamental do investimento em capital humano –, seria mais fácil aos trabalhadores absorverem novas tecnologias, elevando a produtividade do trabalho e, conseqüentemente, seu nível de renda. O aumento da escolaridade da população propiciaria a redução dos diferenciais salariais entre os trabalhadores, bem como das disparidades regionais, contribuindo para a redução da desigualdade socioeconômica.

A mobilidade intergeracional foi relacionada a esse arcabouço teórico por diversos autores, entre eles Solon (2004). Em seu modelo, o grau de mobilidade diminui na medida da eficácia do investimento privado em capital humano e de seu retorno, enquanto aumenta com a progressividade do investimento público em educação.

A mobilidade educacional ascendente de famílias de baixo *status* aumentaria a oferta de trabalhadores qualificados, reduzindo o retorno do ensino superior e, contribuindo, assim, para a redução das desigualdades socioeconômicas. Por outro lado, uma maior desigualdade na distribuição dos rendimentos ocasionaria maior disparidade nos investimentos em capital humano entre as famílias ricas e pobres, e, assim, mais persistência intergeracional (BECKER; TOMES, 1979).

Dentre as particularidades do mercado de trabalho brasileiro que o tornam bastante desigual está o baixo grau de mobilidade intergeracional de renda e educação, que faz com que os filhos de pobres tenham maior probabilidade de reproduzir os graus de educação e de rendimentos de seus pais, enquanto os mais ricos e escolarizados conseguem, via de regra, transmitir seu *status* às gerações subsequentes. Dada essa persistência intergeracional, os níveis de desigualdade são mantidos ao longo do tempo (LAM, 1999).

No processo de mobilidade intergeracional ascendente, o *background* familiar exerce papel crucial. Entendido como o conjunto de fatores relativo à estrutura familiar que afeta o desempenho do indivíduo na escola e, mais tarde, no mercado de trabalho, ele é classificado por Silva e Hasenbalg (2002) em três dimensões, a saber: o capital econômico, que diz respeito aos recursos materiais de que a família dispõe e que facilitam o aprendizado das crianças; o capital cultural, que consiste na distribuição de educação entre os membros adultos da família e indica o meio ambiente cognitivo em que a criança está inserida; e o capital social, que se refere aos recursos que estão disponíveis à criança por meio da presença física dos adultos na família e pela atenção que eles lhe dão.

Na literatura nacional, há ampla evidência empírica dos efeitos dos recursos familiares, nas suas diversas dimensões, nos resultados educacionais de indivíduos em idade escolar.¹ Já a busca por analisar o efeito do *background* familiar sobre os rendimentos do trabalho, embora seja um esforço já existente, é menos frequente, em razão da restrição de pesquisas que captem simultaneamente informações sobre o trabalhador e seus pais. Os trabalhos com representatividade nacional mais recentes sobre o tema fizeram uso da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1996, que apresentava um suplemento com perguntas sobre os pais do entrevistado quando este tinha 15 anos de idade.

Nas últimas décadas, observou-se uma mudança de cenário no mercado de trabalho brasileiro, caracterizada pelo aumento do estoque de mão de obra qualificada. A oferta de trabalhadores com nível universitário apresentou aceleração em seu crescimento ao longo dos anos 2000, ao passo que a

1 Ver, por exemplo, Barros *et al.* (2001), Silva e Hasenbalg (2002), Rios-Neto, César e Riani (2002), Machado e Gonzaga (2007), Riani e Rios-Neto (2008), Souza *et al.* (2012) e Silva Júnior e Sampaio (2015).

expansão do grupo com ensino médio completo sofreu uma inflexão já a partir do final dos anos 1990 (IPEA, 2013). Essa expansão educacional foi acompanhada de um crescimento nas políticas de ação afirmativa no ensino superior, com o objetivo de promover o acesso de grupos discriminados e vitimados pela exclusão socioeconômica. Como consequência, as disparidades na quantidade de educação formal recebida por brancos e negros² reduziram-se, embora estejam longe de serem eliminadas.

O avanço educacional da população negra, contudo, não se traduz na eliminação das desigualdades raciais nos rendimentos do trabalho, pois, mesmo quando avançam no sistema educacional, os negros têm maiores dificuldades de converter a escolarização em rendimentos. Isso ocorre, por um lado, porque eles se veem em desvantagem em relação aos brancos no que se refere ao acesso à educação de qualidade e ao *background* cultural que mediará seu processo de socialização e, por outro, porque, mesmo quando conseguem superar essas desvantagens, encontram-se alijados das redes sociais que lhes permitiriam ascender às posições mais prestigiadas do mercado de trabalho.

Ainda que o propósito da educação não se limite aos retornos econômicos que porventura dela decorram, este artigo está voltado à análise dessa dimensão da escolarização. O objetivo deste trabalho é, assim, analisar o efeito do *background* familiar – particularmente da escolaridade dos pais – sobre os rendimentos do trabalho e sobre os retornos da escolaridade no Brasil, comparando os resultados obtidos por brancos e negros, por meio de equações de rendimentos estimadas com dados da Pnad. Cumpre notar que, depois de muitos anos sem abordar a questão, a Pnad 2014 voltou a conduzir um suplemento de mobilidade sócio-ocupacional. Dadas as transformações ocorridas no mercado de trabalho brasileiro e a consequente diferença amostral entre as Pnad de 1996 e de 2014, justifica-se um estudo com dados mais recentes, a fim de verificar se houve, com a ampliação da escolarização da população, diminuição do efeito do *background* familiar sobre o desempenho dos indivíduos no mercado de trabalho e, consequentemente, da estratificação social entre brancos e negros no país.

O trabalho está organizado conforme se segue: na segunda seção abordam-se o comportamento recente dos retornos da escolaridade no Brasil e os mecanismos por meio dos quais, de acordo com a literatura, a estrutura educacional da família é capaz de afetar os rendimentos dos indivíduos no mercado de trabalho. Em seguida, confere-se ênfase às desvantagens vivenciadas pelos negros em seu processo de realização econômica. Na quarta e quinta seções são apresentadas, respectivamente, a metodologia e a base de dados utilizadas. Depois disso, são discutidos os principais resultados das estimativas obtidas. Por fim, seguem-se as conclusões.

EXPANSÃO EDUCACIONAL, RETORNOS DA ESCOLARIDADE E BACKGROUND FAMILIAR

A literatura internacional mostra que os retornos da educação nos países em desenvolvimento podem diferir daqueles observados nos países desenvolvidos em razão de uma gama variada de fatores, entre eles o acesso mais restrito à escolaridade. Assim, o aumento dos rendimentos do trabalho resultante de um ano adicional de estudo seria maior nos países de renda baixa e média, em comparação às economias desenvolvidas, em virtude da menor oferta de mão de obra qualificada naqueles países. Evidências nesse sentido foram documentadas por Psacharopoulos (1973, 1981). Mais recentemente, Montenegro e Patrinos (2014) encontraram um prêmio salarial médio para cada ano adicional de estudo de 10,0%, ao analisarem dados de 139 economias entre 1970 e 2013. Considerando apenas a última estimativa disponível para cada país analisado, o prêmio médio global era de 9,7%, mas se mostrava significativamente maior na África Subsaariana (12,4%) e na América Latina (9,2%), e abaixo da média na Europa Oriental (7,4%) e no sul da Ásia (7,7%), endossando as conclusões ante-

² Ao longo deste trabalho, são consideradas negras as pessoas que se autodeclararam pretas ou pardas nas publicações estatísticas do IBGE.

riores de Psacharopoulos. A análise intertemporal revelou um declínio dos prêmios salariais desde os anos 1980, quando eram da ordem de 13,3%, em paralelo à expansão da escolaridade média global, que passou de 6,6 para 11,6 anos.

Em se tratando especificamente da mão de obra com formação universitária, em que pese o aumento de sua oferta nas últimas décadas, a demanda também cresceu, impulsionada pela emergência de novas tecnologias de informação e comunicação, que requerem dos trabalhadores habilidades complementares às tecnologias adotadas, em especial aquelas de natureza abstrata, multinível e não cognitiva. Nos Estados Unidos (EUA), o prêmio salarial pela conclusão do ensino superior, relativamente à conclusão do ensino médio, aumentou sistematicamente nas últimas três décadas, o que é atribuído ao aumento da demanda relativa por trabalhadores qualificados em ritmo superior à oferta (GOLDIN; KATZ, 2007; OREOPOULOS; PETRONIJEVIC, 2013).

Entre as especificidades do mercado de trabalho brasileiro que devem ser consideradas no momento de se analisarem os retornos econômicos da educação, encontra-se a baixa porcentagem de adultos com ensino superior. De acordo com dados da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE), 14,8% da população brasileira na faixa etária de 25 a 64 anos concluiu algum curso universitário. A título de comparação, ao se considerarem países com nível semelhante de desenvolvimento, observa-se que cerca de 20,5% da população adulta argentina possui nível superior completo, enquanto no Chile esse percentual se aproxima de 22,5%. A média dos países da OCDE, considerando dados de 2016 ou mais recentes, é de 35,7% (OCDE, 2018).

Esse cenário de uma população com baixo percentual de trabalhadores qualificados tem como consequência elevadas taxas de retorno da educação. Nas décadas de 1980 e 1990, por exemplo, o prêmio salarial de trabalhadores urbanos do sexo masculino com o diploma de nível superior, em relação àqueles com o ensino secundário completo, era de 56,5% na Argentina e de 60,6% no México, ante 130,9% no Brasil (MANACORDA; SANCHEZ-PARAMO; SCHADY, 2010).

Todavia, há de se ressaltar que, assim como em âmbito global, os diferenciais salariais entre os níveis de escolaridade vêm declinando no Brasil nos últimos anos (IPEA, 2013; DAVANZO; FERRO, 2016). Entre 2001 e 2012, os retornos obtidos por ano adicional de estudo nas áreas urbanas do país passaram de 11% para 8,9%, se consideradas as mulheres, e de 11,5% para 8,8% entre os homens (DAVANZO; FERRO, 2016).

A diminuição nos retornos da educação está associada, em grande medida, à expansão da oferta de mão de obra escolarizada que ocorreu nas últimas décadas, evidenciada pelo aumento nas taxas de matrícula. No ensino superior, por exemplo, a taxa bruta de matrícula – dada pelo quociente entre o número total de matriculados, independentemente da idade, e a população na faixa etária de 18 a 24 anos – saltou de 15,1% para 32,1% entre 2001 e 2014 (OLIVEIRA, 2017). Oliveira (2017) observa que, de acordo com os critérios de classificação de Martin Trow (2007), o sistema de ensino superior brasileiro teria, a partir de 2012, deixado de ser elitizado para tornar-se um sistema de massas em estágio embrionário.

A expansão educacional vivenciada no Brasil nas últimas décadas significa que as pessoas que hoje ingressam no mercado de trabalho foram socializadas por pais e adultos mais escolarizados que os de gerações anteriores. Essa informação se torna relevante quando se busca analisar e entender o efeito do *background* familiar – sobretudo da escolaridade dos pais – nos rendimentos do trabalho no Brasil.

Os mecanismos por meio dos quais a estrutura educacional da família é capaz de afetar os rendimentos dos indivíduos no mercado de trabalho podem ser diretos ou indiretos. Os fatores familiares podem, por exemplo, influenciar o desempenho dos filhos no mercado de trabalho ao captarem atributos não observáveis (ou de difícil mensuração) do trabalhador, atuando, assim, como *proxies* desses atributos. Pais mais escolarizados, por exemplo, seriam capazes de prover uma educação de maior qualidade para seus filhos. As razões para tal seriam múltiplas: como indivíduos mais escolari-

zados em geral têm maiores salários, eles podem adquirir mais bens e serviços para o aprendizado de seus filhos; pais mais escolarizados geralmente têm como parceiro alguém com nível de escolaridade similar, o que potencializa o efeito da estrutura familiar; pais mais educados conseguem prover um ambiente familiar mais favorável ao estudo e à reflexão e, assim, mais propício à absorção de conhecimentos; e pais mais educados tendem a possuir menos filhos, podendo, assim, investir mais atenção e recursos na educação de cada filho (CURRIE; MORETTI, 2003; SCHULTZ, 1988).

Na literatura empírica nacional alguns autores já se propuseram a testar esses canais de influência. Lam e Schoeni (1993) encontraram indícios de que o *background* familiar no Brasil produz efeitos substanciais sobre os rendimentos do trabalho individual. Utilizando dados da Pnad de 1982, os autores mostraram que trabalhadores cujos pais tinham ensino superior apresentavam um salário 20% maior do que trabalhadores com pais analfabetos e 9% maior do que trabalhadores cujos pais haviam completado o ensino básico (equivalente a quatro anos de escolaridade), quando controlada a escolaridade do próprio trabalhador. Além disso, a inclusão de variáveis relativas ao *background* familiar na equação de rendimentos reduzia as estimativas dos retornos da escolaridade de um quarto para um terço.

Reis e Ramos (2011) utilizaram o suplemento da Pnad de 1996 com informações dos pais dos indivíduos para realizar uma análise sobre a relação entre a estrutura educacional da família e a distribuição dos rendimentos do trabalho no Brasil. Por meio de simulações contrafatuais, os autores constataram que, se todos os trabalhadores tivessem sua escolaridade remunerada da mesma maneira que aqueles com mães mais escolarizadas – isto é, que completaram pelo menos oito anos de estudo –, os rendimentos aumentariam, em média, em cerca de 6% e a desigualdade na distribuição da renda do trabalho diminuiria – o L de Theil, por exemplo, passaria de 0,554 para 0,520. Por outro lado, caso não houvesse diferenças na distribuição educacional dos trabalhadores, com todos apresentando a mesma distribuição educacional dos trabalhadores cujas mães completaram os níveis mais altos de educação, os rendimentos do trabalho aumentariam, em média, quase 70% em relação à distribuição original e o T de Theil passaria de 0,574 para 0,460.

DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES E DIFERENCIAIS SALARIAIS POR RAÇA

Ainda que a expansão educacional observada nas últimas décadas tenha afetado tanto brancos como negros, políticas de ação afirmativa implementadas a partir dos anos 2000 contribuíram para a redução das disparidades raciais na educação. Artes e Ricoldi (2015) compararam a participação dos negros no ensino superior brasileiro antes e após o incremento das políticas de ação afirmativa, por meio da análise dos microdados dos Censos Demográficos de 2000 e 2010. As autoras constataram um significativo crescimento nas taxas de acesso à graduação, com grande diferencial por raça: o percentual de negros que frequentavam cursos de graduação saltou 290,7% entre 2000 e 2010, ao passo que o de brancos aumentou 73,7% no mesmo período. Com efeito, se em 2000 a relação era de quatro brancos para um negro na graduação, essa taxa diminuiu para dois brancos para cada negro em 2010.

A progressiva redução das disparidades raciais no acesso à educação, contudo, não significa que se esteja caminhando para a eliminação da desigualdade salarial entre brancos e negros no mercado de trabalho. Isso porque os negros auferem rendimentos inferiores aos dos trabalhadores brancos mesmo quando detêm grau de escolaridade, igual ao deles e ainda que se controlem outras características observáveis individuais – como a experiência profissional, o setor de atuação, a ocupação e a região de residência. Evidências nesse sentido foram encontradas por Augusto, Roselino e Ferro (2015), Campante, Crespo e Leite (2004), Zucchi e Hoffmann (2004), Soares (2000), Cavaliere e Fernandes (1998), entre outros.

As causas do hiato salarial entre brancos e negros transcendem a chamada discriminação puramente salarial – que ocasiona o pagamento de salários diferentes a indivíduos igualmente qualificados e que desempenham as mesmas funções. Conforme apontam Gonzalez e Hansebalg (1982, p. 98), os negros enfrentam “uma desvantagem competitiva em todas as etapas do processo de mobilidade social individual”. Quando avançam no sistema educacional, eles têm maiores dificuldades de converter os mesmos níveis educacionais em rendimentos, pois se veem em desvantagem em relação ao branco no que se refere ao acesso à educação de qualidade. Outra desvantagem se daria com relação ao capital social, representado pela rede de contatos que permite a conversão de credenciais educacionais em renda.

De acordo com o modelo desenvolvido por Montgomery (1991), a rede de relações sociais das famílias, formada por conhecidos, amigos e parentes, desempenharia um papel importante na obtenção de emprego, em razão da assimetria de informação existente no mercado de trabalho, que impossibilita ao empregador identificar corretamente a produtividade de cada trabalhador. Em vista disso, as firmas recorreriam a métodos informais de seleção de mão de obra, como a recomendação de candidatos por parte de seus empregados mais habilidosos – os quais, por seu turno, tenderiam a indicar colegas com características similares às suas. Dessa forma, o capital humano não seria o único determinante do acesso ao emprego, com o capital relacional dos trabalhadores exercendo, também, um papel importante. Indivíduos “bem relacionados”, isto é, com contatos em cargos de maior colocação hierárquica, tenderiam a conseguir empregos com salários mais altos, enquanto o oposto ocorreria para aqueles sem boas conexões.

Segundo Rocha (2015), as vantagens de um capital social influente normalmente estão associadas à condição de homem branco, mediando, assim, parte da desigualdade racial no mercado de trabalho. Os negros, por serem, em média, oriundos de famílias com poucos recursos econômicos e sociais, teriam um déficit de capital social, o que reduziria suas oportunidades profissionais, particularmente a possibilidade de ascender a trabalhos mais bem remunerados. Em última instância, portanto, o *background* familiar, por meio de sua influência sobre os vínculos sociais firmados ao longo da vida, seria um determinante adicional dos rendimentos dos indivíduos no mercado de trabalho.

PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

A metodologia adotada neste trabalho para a estimação dos retornos da escolaridade baseia-se em uma versão estendida da equação de rendimentos minceriana. Em sua formulação original, o modelo de Mincer (1974) representava o logaritmo natural dos salários (W) como uma função linear dos anos de escolaridade do trabalhador (S), acrescida de um termo quadrático referente à sua experiência no mercado de trabalho (E):

$$\ln(W) = \alpha + \beta S + \delta E + \gamma E^2 + \mu$$

em que β , δ e γ são os coeficientes de regressão, α é o intercepto do modelo e μ um componente de erro aleatório.

Essa especificação tinha como base teórica a chamada teoria do capital humano, segundo a qual os investimentos em capital humano que visam a aumentar a produtividade do trabalhador e, conseqüentemente, seus rendimentos, são verificados preferencialmente nos indivíduos mais jovens, embora continuem a ocorrer ao longo de praticamente toda a vida laboral (BECKER, 1964). Seus retornos, porém, são decrescentes, tornando-se menores à medida que são realizados por indivíduos mais experientes.

De um ponto de vista estatístico, essa especificação trazia, contudo, três problemas potenciais: o viés dos coeficientes de regressão, ocasionado pela omissão de variáveis relevantes para a determinação dos rendimentos do trabalho; a não linearidade da relação entre salários e escolaridade; e a endogeneidade da variável escolaridade, pois esse fator estaria associado a características não observadas do trabalhador.

O primeiro problema passou a ser contornado pela adoção de controles para fatores que conhecidamente afetam o rendimento do trabalho dos indivíduos, como as características do posto de trabalho e as diferenças regionais e setoriais de produtividade. Assim, ao longo dos anos e em consonância com as particularidades do mercado de trabalho em estudo, a equação minceriana foi estendida, passando a incorporar uma vasta gama de covariáveis que visam, se não a eliminar, a reduzir substancialmente o viés de variáveis omitidas.

A não linearidade entre o logaritmo dos salários e a educação foi constatada ao se observar que o efeito de um ano adicional de estudo sobre os rendimentos do trabalho é mais acentuado quando coincide com a conclusão de um ciclo escolar. Conhecido como “efeito diploma”,³ esse fenômeno foi verificado empiricamente para o Brasil por autores como Ramos e Vieira (1996) e Crespo e Reis (2009). Em vista disso, consagrou-se na literatura o tratamento não linear da relação entre salários e educação, por meio da utilização de variáveis binárias para captar o efeito da escolaridade, em lugar de tratá-la como uma variável cardinal.

Por fim, a endogeneidade da variável escolaridade resultaria da existência de fatores não observáveis – ou de difícil mensuração – positivamente correlacionados com a escolaridade do trabalhador. Em particular, indivíduos provenientes de classes sociais mais altas tenderiam tanto a alcançar níveis mais elevados de escolaridade como a auferir maiores rendimentos do trabalho, o que poderia resultar na obtenção de estimativas tendenciosas da taxa de retorno da educação. Neste trabalho, a abordagem adotada para atenuar o problema da endogeneidade na variável escolaridade baseia-se em Lam e Schoeni (1993), que incluem a escolaridade dos pais como controle para o *background* familiar. Segundo esses autores, o *background* familiar atuaria como uma *proxy* de variáveis não observáveis que afetam os rendimentos do trabalho individual.

BASE DE DADOS E VARIÁVEIS SELECIONADAS

Para a realização deste trabalho foi utilizada a Pnad, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) até 2015 e descontinuada após esse ano. A Pnad investigava, com periodicidade permanente, características gerais da população e informações relativas a migração, educação, trabalho, rendimento, fecundidade e habitação. Além disso, essa pesquisa conduzia, com periodicidade variável, perguntas suplementares sobre saúde, segurança alimentar, acesso à internet, entre outros temas que eram incluídos de acordo com a necessidade de informação.

As edições de 1996 e 2014 da Pnad contaram, em caráter excepcional, com um suplemento aplicado a uma parcela da amostra original da pesquisa, destinado a captar informações relativas à mobilidade sócio-ocupacional dos entrevistados. Tal suplemento foi aplicado, no caso de 1996, a indivíduos com 15 anos ou mais de idade cuja condição no domicílio era pessoa de referência ou cônjuge e, na edição de 2014, a moradores de 16 anos ou mais de idade selecionados aleatoriamente.

Assim, o universo de análise considerado neste trabalho compreende os indivíduos do sexo masculino que foram alvo dos suplementos de mobilidade da Pnad e que, adicionalmente, possuíam 16 anos ou mais de idade, eram economicamente ativos e se encontravam ocupados na semana de referência da pesquisa, auferindo rendimentos do trabalho positivos. O recorte etário adotado leva em consideração o fato de que a idade mínima para o ingresso no mercado de trabalho brasileiro é de 16 anos – conforme o art. 403 da Lei n. 10.097 (BRASIL, 2000). A eliminação das mulheres da amostra, a exemplo de Lam e Schoeni (1993), foi julgada necessária em virtude das diferenças quanto

3 De um ponto de vista teórico, esse efeito encontra respaldo tanto na hipótese do credencialismo, desenvolvida pelo sociólogo Randall Collins, como na hipótese da sinalização, proposta pelo economista Michael Spence. Ainda que existam grandes diferenças entre elas, não aprofundaremos essa discussão, para não fugirmos do escopo deste trabalho.

aos determinantes da participação feminina e masculina no mercado de trabalho. Adicionalmente, a literatura aponta que os retornos da escolaridade, bem como os efeitos do *background* familiar nos rendimentos do trabalho, variam a depender do sexo do indivíduo. Tendo em vista que o enfoque deste trabalho é nos diferenciais raciais, e não nas questões de gênero, buscou-se evitar entrecruzamentos desse tipo na análise.

A variável dependente do modelo foi obtida pela divisão do rendimento mensal do trabalho principal pelo número de horas trabalhadas, a qual foi obtida multiplicando-se por 4 a jornada semanal declarada nesse trabalho. O valor resultante, correspondente ao rendimento por hora, foi considerado na escala logarítmica.

As variáveis explanatórias, listadas no Quadro 1, a seguir, apoiam-se na literatura empírica nacional e internacional sobre estrutura salarial e buscam explicar a variabilidade nos rendimentos ocasionada: pela heterogeneidade dos trabalhadores com relação a suas características produtivas (nível educacional e experiência profissional) e demográficas (cor); pelas segmentações setoriais e regionais no mercado de trabalho; e pelas diferentes características dos postos de trabalho.

Cumprir destacar que, a partir de 2002, a Pnad passou a adotar a Classificação Brasileira de Ocupações-Domiciliar (CBO-Domiciliar), que é uma adaptação da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) para pesquisas domiciliares. A natureza das diferenças entre a CBO-Domiciliar e a classificação de ocupações utilizada até 2001 impossibilita recompor, sequer ao nível mais agregado, os grupamentos de ocupações construídos para a divulgação da Pnad a partir de 2002. Assim, a fim garantir a comparabilidade entre os resultados obtidos com a Pnad 1996 e a 2014, não foram adotados controles para grupamento ocupacional nas equações de rendimento que são objeto de análise neste trabalho. Cumprir notar que a omissão desse controle também é observada em Lam e Schoeni (1993) e Reis e Ramos (2011), que trabalharam, respectivamente, com dados da Pnad 1982 e 1996.

Entre as características de mobilidade investigadas pela Pnad, encontrava-se, na edição de 1996, o nível de instrução do pai e da mãe. Em 2014 essa pergunta foi refinada de modo a reportar-se não necessariamente aos progenitores, mas ao homem e à mulher responsáveis, de fato, pela criação do entrevistado e que com ele coabitavam quando ele tinha 15 anos de idade. Assim, com base nessas informações, criaram-se duas variáveis binárias destinadas a captar se o pai (no caso da Pnad de 1996), ou o homem responsável pela criação e que coabitava com o entrevistado (para a Pnad de 2014), concluiu o ensino médio e se ele possuía instrução superior completa. Variáveis equivalentes foram construídas para captar o grau de escolaridade da mãe ou da mulher responsável pela criação. Essas variáveis, descritas no Quadro 1, foram adotadas como *proxies* do *background* familiar. Estimaram-se especificações alternativas da equação de rendimento, incorporando-se ora a escolaridade do pai, ora a da mãe, ou ambas como *proxies* do *background* familiar.

QUADRO 1
VARIÁVEIS EXPLANATÓRIAS DAS EQUAÇÕES DE RENDIMENTO

Atributo aferido	Variáveis utilizadas	Nomes das variáveis
Escolaridade	Três variáveis binárias destinadas a distinguir os indivíduos sem instrução ou com ensino fundamental incompleto (tomados como base), aqueles com ensino fundamental completo, os com ensino médio completo e os com diploma de nível superior.	fundamental, medio e superior
Escolaridade do pai	Três variáveis binárias para identificar o nível de instrução do pai (ou do homem responsável pela criação): sem instrução ou com ensino fundamental incompleto (categoria de base), ensino fundamental completo, ensino médio completo e ensino superior completo.	pai_funda pai_medio pai_super
Escolaridade da mãe	Três variáveis binárias para identificar o nível de instrução da mãe (ou da mulher responsável pela criação): sem instrução ou com ensino fundamental incompleto (categoria de base), ensino fundamental completo, ensino médio completo e ensino superior completo.	mae_funda mae_medio mae_super
Experiência profissional	A idade declarada pela pessoa, adotada como <i>proxy</i> de sua experiência no mercado de trabalho e medida em dezenas de anos para evitar que os coeficientes estimados sejam muito pequenos.	idade
	O quadrado da idade da pessoa medida em dezenas de anos, pois a influência da idade sobre o logaritmo do rendimento não é linear, sendo que, a partir de certa idade, tende a ocorrer queda da produtividade do trabalho.	idade2
Cor	Uma variável binária para distinguir indivíduos negros (pretos ou pardos) de não negros (brancos ou amarelos, tomados como base). Os autodeclarados indígenas foram excluídos da amostra, por serem pouco representativos.	negro
Condição na família	Uma variável binária para diferenciar a condição do indivíduo na família, que assume valor 1 para a pessoa de referência e valor 0 para cônjuge, filhos e outros.	chefe
Região	Quatro variáveis binárias para distinguir cinco regiões: Norte, Nordeste (base), Sul, Sudeste e Centro-Oeste.	norte, sudeste, sul e centrooeste
Localização do domicílio	Duas variáveis binárias para caracterizar a localização do domicílio: domicílio situado em região metropolitana, domicílio situado em área urbana não metropolitana (categoria tomada como base) e domicílio situado em área rural não metropolitana.	metrop rural
Ramo de atividade econômica	Duas variáveis binárias para distinguir três grupamentos de atividade principal do empreendimento do trabalho principal: agrícola, indústria e serviços (base).	agricola industria
Posição na ocupação	Três variáveis binárias para distinguir quatro possíveis posições na ocupação no trabalho principal na semana de referência da pesquisa: empregado sem carteira de trabalho assinada (inclusive trabalhador doméstico); trabalhador por conta própria ou na produção para o próprio consumo ou na construção para o próprio uso; empregador; empregado com carteira de trabalho assinada (inclusive trabalhador doméstico), funcionário público estatutário ou militar, adotados como base.	semcarteira contaprop empregador
Sindicalização	Uma variável binária destinada a identificar se o indivíduo está associado a algum sindicato.	sind

Fonte: Elaboração da autora.

Por fim, cumpre notar que, a partir de 2004, a Pnad passou a abranger todo o país, pois até então não eram coletadas informações das áreas rurais de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá. Assim, visando à comparabilidade com o ano de 1996, as informações referentes a 2014 foram filtradas de modo a representar a cobertura geográfica da pesquisa existente até 2003. Adicionalmente, foram eliminados da amostra os indivíduos para os quais faltava alguma informação relevante para a análise. Após a aplicação desses filtros, obteve-se uma amostra de 38.700 indivíduos para o ano de 1996 e de 9.960 indivíduos em 2014, os quais, expandidos segundo os pesos fornecidos pela pesquisa,⁴ correspondem a, respectivamente, 18.700.556 e 27.408.034 pessoas.

⁴ Para a Pnad de 1996 foram utilizados os fatores de expansão divulgados juntamente com a Pnad de 1997, os quais foram corrigidos com base na contagem populacional de 1996.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 1 são apresentados os resultados das regressões para o logaritmo do rendimento por hora trabalhada. Todos os modelos foram estimados pelo método de mínimos quadrados e incluem controles para experiência profissional, condição na família, região, localização do domicílio, ramo de atividade econômica, posição na ocupação e condição quanto à sindicalização, conforme descrito anteriormente no Quadro 1. Os coeficientes que são comentados ao longo da seção se encontram em destaque.

As regressões (1) a (5) referem-se ao ano de 2014. O modelo (1) inclui, além dos mencionados controles, variáveis binárias para a escolaridade do trabalhador e para indicar se ele é negro. Em consonância com os achados da literatura, os coeficientes estimados indicam a existência de um prêmio salarial associado à conclusão dos ciclos escolares, que é tanto maior quanto mais alto o grau de escolaridade alcançado. Além disso, observa-se, tudo o mais constante, um retorno inferior para o negro da ordem de $[\exp(-0,1122) - 1] \cdot 100 = 10,61\%$.

TABELA 1
REGRESSÕES POR MÍNIMOS QUADRADOS DO LOGARITMO DO RENDIMENTO POR HORA NO TRABALHO PRINCIPAL DE TRABALHADORES DE 16 ANOS OU MAIS DE IDADE - BRASIL, 2014

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
fundamental	0,2137*** (0,0235)	0,1819*** (0,0341)	0,1710*** (0,0341)	0,1735*** (0,0342)	0,1685*** (0,0342)
medio	0,4004*** (0,0207)	0,4109*** (0,0308)	0,3629*** (0,0311)	0,3621*** (0,0312)	0,3492*** (0,0312)
superior	1,2247*** (0,0327)	1,2894*** (0,0413)	1,1557*** (0,0428)	1,1801*** (0,0418)	1,1320*** (0,0427)
negro	-0,1122*** (0,0172)	-0,0921*** (0,0313)	-0,0873*** (0,0315)	-0,0826*** (0,0313)	-0,0833*** (0,0314)
fundamental-negro		0,0646 (0,0444)	0,0727 (0,0444)	0,0663 (0,0443)	0,0715 (0,0443)
medio-negro		-0,0162 (0,0397)	0,0034 (0,0399)	-0,0010 (0,0398)	0,0060 (0,0398)
superior-negro		-0,2134*** (0,0598)	-0,1748*** (0,0577)	-0,1997*** (0,0580)	-0,1777*** (0,0574)
pai_funda			0,1288*** (0,0294)		0,0887*** (0,0308)
pai_medio			0,2013*** (0,0257)		0,1258*** (0,0286)
pai_super			0,3606*** (0,0404)		0,2695*** (0,0457)
mae_funda				0,1301*** (0,0235)	0,0826*** (0,0249)
mae_medio				0,2331*** (0,0264)	0,1476*** (0,0292)
mae_super				0,2711*** (0,0402)	0,1321*** (0,0449)
idade	0,2656*** (0,0346)	0,2688*** (0,0344)	0,3169*** (0,0344)	0,3260*** (0,0346)	0,3350*** (0,0344)
idade2	-0,0204*** (0,0042)	-0,0207*** (0,0041)	-0,0249*** (0,0041)	-0,0254*** (0,0041)	-0,0263*** (0,0041)
chefe	0,1528*** (0,0172)	0,1536*** (0,0172)	0,1585*** (0,0170)	0,1610*** (0,0171)	0,1614*** (0,0170)

(continua)

(continuação)

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
norte	0,2159*** (0,0322)	0,2165*** (0,0322)	0,2156*** (0,0322)	0,2068*** (0,0320)	0,2100*** (0,0321)
sudeste	0,3091*** (0,0214)	0,3079*** (0,0213)	0,3059*** (0,0211)	0,3082*** (0,0211)	0,3063*** (0,0210)
sul	0,3396*** (0,0240)	0,3401*** (0,0239)	0,3456*** (0,0237)	0,3498*** (0,0236)	0,3495*** (0,0236)
centrooeste	0,4462*** (0,0297)	0,4462*** (0,0298)	0,4375*** (0,0301)	0,4400*** (0,0296)	0,4361*** (0,0300)
metrop	0,1295*** (0,0185)	0,1291*** (0,0184)	0,1062*** (0,0180)	0,1151*** (0,0179)	0,1046*** (0,0179)
rural	-0,1610*** (0,0344)	-0,1591*** (0,0343)	-0,1433*** (0,0342)	-0,1432*** (0,0344)	-0,1392*** (0,0343)
agricola	-0,2941*** (0,0381)	-0,2967*** (0,0381)	-0,2880*** (0,0377)	-0,2849*** (0,0379)	-0,2838*** (0,0377)
industria	0,0527*** (0,0183)	0,0511*** (0,0183)	0,0633*** (0,0181)	0,0673*** (0,0183)	0,0688*** (0,0181)
semcarteira	-0,0991*** (0,0229)	-0,0983*** (0,0230)	-0,0977*** (0,0229)	-0,0983*** (0,0229)	-0,0979*** (0,0229)
contaprop	-0,0320 (0,0236)	-0,0316 (0,0234)	-0,0344 (0,0233)	-0,0396* (0,0233)	-0,0382 (0,0233)
empregador	0,4944*** (0,0458)	0,4940*** (0,0457)	0,4748*** (0,0447)	0,4776*** (0,0444)	0,4702*** (0,0442)
sind	0,0732*** (0,0208)	0,0743*** (0,0207)	0,0726*** (0,0205)	0,0726*** (0,0205)	0,0719*** (0,0205)
constante	0,8285*** (0,0716)	0,8101*** (0,0728)	0,6670*** (0,0731)	0,6278*** (0,0736)	0,6062*** (0,0734)
Observações	9.960	9.960	9.960	9.960	9.960
R ²	0,4294	0,4312	0,4411	0,4398	0,4433
Teste F - (2)		6,78***			
Teste F - (3)			40,89***		
Teste F - (4)				37,87***	
Teste F - (5)					25,81***

Fonte: Elaboração da autora com base nos microdados da Pnad 2014.

Notas: (i) os erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses; (ii) ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente; (iii) além dos pesos amostrais (v32039), incorporou-se às estimações a estrutura do plano amostral da Pnad, por meio das variáveis v4617 e v4618; (iv) Teste F - (2): os coeficientes associados às interações fundamental-negro, medio-negro e superior-negro são simultaneamente nulos; Teste F - (3): os coeficientes associados a pai_funda, pai_medio e pai_super são simultaneamente nulos; Teste F - (4): os coeficientes associados a mae_funda, mae_medio e mae_super são simultaneamente nulos; Teste F - (5): os coeficientes associados a pai_funda, pai_medio, pai_super, mae_funda, mae_medio e mae_super são simultaneamente nulos.

No modelo (2) considera-se que a influência da cor sobre os rendimentos no mercado de trabalho pode se dar tanto por diferenças de nível – isto é, em razão da existência de um diferencial constante de salários entre brancos e negros – quanto por diferenças nos retornos da educação para esses dois grupos. O primeiro efeito é captado pela variável negro, enquanto o segundo é representado por interações entre essa variável e as binárias para a escolaridade do trabalhador. Cumpre observar que, ao nível de significância de 1%, é possível refutar a hipótese de nulidade conjunta das interações. Esse resultado indica que, de fato, o efeito da escolaridade sobre os rendimentos do trabalho é distinto para brancos e negros. Não obstante, ao se analisar a significância estatística individual de cada uma das interações, verifica-se que apenas o retorno relacionado ao nível superior de ensino difere entre as duas categorias de cor. Assim, ainda que os negros aufram menores

rendimentos que os brancos para todos os níveis de ensino – efeito que é captado pela variável binária negro –, esse hiato se amplia quando se consideram os trabalhadores mais qualificados: a conclusão do ensino superior, tudo o mais constante, incrementa os rendimentos do negro em $\exp(1,2894 - 0,2134) - 1 \cdot 100 = 193,29\%$ e a do não negro em $[\exp(1,2894) - 1] \cdot 100 = 263,06\%$, relativamente aos indivíduos sem instrução ou com ensino fundamental incompleto. Observa-se, ainda, que ao se incorporarem ao modelo interações entre o retorno da educação e a cor do indivíduo, o coeficiente associado a negro é reduzido em relação ao resultado da coluna (1), passando o efeito de 10,61% para 8,80%. Isso mostra que parte do efeito que se atribuía à diferença de nível entre os rendimentos de negros e não negros deve-se, na realidade, ao fato de a escolaridade superior do negro ser remunerada diferentemente da do não negro.

Entre as razões pelas quais o negro aufere, tudo o mais constante, menores rendimentos do trabalho e menores retornos relacionados ao nível superior de ensino, podem-se apontar, além da discriminação salarial propriamente dita, diferenças na qualidade da educação recebida, bem como em seu alcance profissional. Em particular, conforme apontado na revisão de literatura, os negros no Brasil teriam maiores dificuldades em ascender aos cargos mais prestigiados do mercado de trabalho, em razão de um déficit de capital social. Como consequência, teriam maiores dificuldades em converter sua escolarização em rendimentos. A fim de captar esses efeitos, nas colunas (3), (4) e (5) o modelo passa a incorporar controles para o *background* familiar, valendo-se, para tanto, da escolaridade do pai, da mãe ou de ambas. Tais controles atuam como *proxies* da origem socioeconômica do trabalhador, que influenciaria tanto a qualidade da educação recebida como as oportunidades de realização econômica.

Na coluna (3) são acrescentadas variáveis binárias que captam os distintos níveis de escolaridade do pai. O teste F para a hipótese de nulidade conjunta dos coeficientes associados a esse novo bloco de variáveis é estatisticamente significativo ao nível de 1%, mostrando a pertinência de se incorporá-lo ao modelo. Além disso, também no nível individual os coeficientes são significativos. Observa-se que o nível educacional do pai afeta positivamente os rendimentos dos indivíduos, sendo que tal efeito torna-se tão maior quanto mais elevado for o ciclo escolar considerado: indivíduos cujo pai concluiu o ensino fundamental recebem, em média, rendimentos $[\exp(0,1288) - 1] \cdot 100 = 13,75\%$ maiores do que os trabalhadores cujos pais sequer terminaram esse ciclo escolar, admitidos constantes a escolaridade do próprio trabalhador, sua cor e os demais controles do modelo. Já para os indivíduos cujos pais terminaram o ensino médio, o diferencial de rendimentos em relação ao grupo com pais sem o ensino fundamental é de $[\exp(0,2013) - 1] \cdot 100 = 22,30\%$. Por fim, pertencer a uma família em que o progenitor concluiu o ensino superior eleva os rendimentos do trabalho, em média, em $[\exp(0,3606) - 1] \cdot 100 = 43,42\%$, tudo o mais constante.

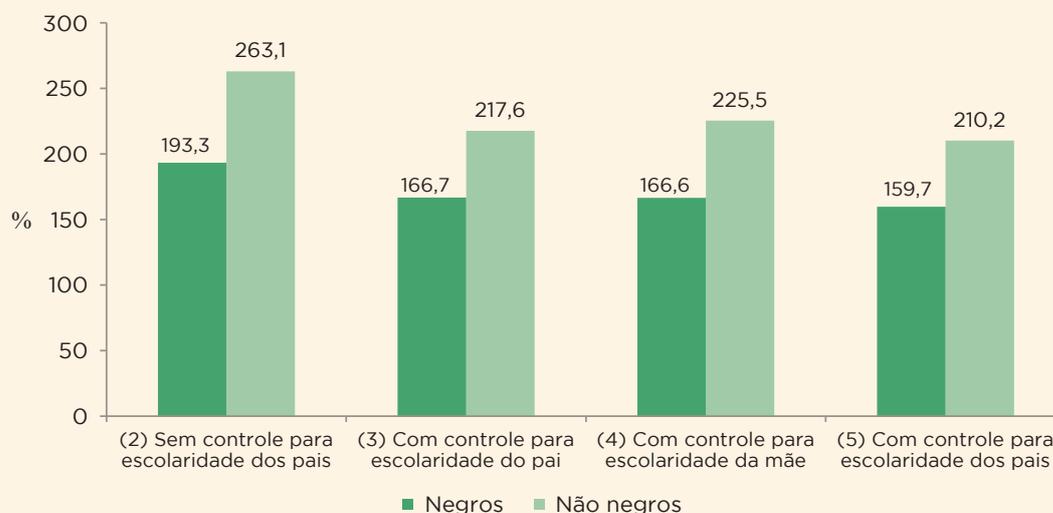
Na coluna (4) considera-se como *proxy* do *background* familiar a escolaridade da mãe, em lugar da do pai. Verifica-se que o efeito da escolaridade da mãe sobre os rendimentos é maior do que o apresentado pela escolaridade do pai, em se tratando dos ensinos fundamental e médio. Por outro lado, o efeito do diploma de nível superior sobre os rendimentos do filho é maior quando detido pelo pai, em vez da mãe.

Na literatura, muitos estudos buscaram explicar as diferenças no efeito das escolaridades materna e paterna no desempenho escolar das crianças – o qual, por seu turno, influenciará seu desempenho futuro no mercado de trabalho. A escolaridade da mãe teria preponderantemente um efeito *direto* sobre o alcance e a qualidade educacional dos indivíduos, derivado da presença, auxílio e supervisão da escolarização. Por outro lado, a escolaridade do pai teria maior efeito *indireto*, por meio de sua influência sobre o nível socioeconômico da família e, por conseguinte, sobre a decisão quanto à formação educacional dos filhos. Em particular, um pai com diploma de nível superior teria maiores chances de deter os meios para liberar os filhos do mercado de trabalho e prover-lhes o acesso à educação. Tais diferenças de efeitos encontram explicação na divisão sexual do trabalho, que atribui à mulher a maior parte das responsabilidades no cuidado diário dos filhos, e ao homem o papel de provedor da família.

Por fim, na coluna (5), são adotadas como *proxies* do *background* familiar tanto a escolaridade do pai como a da mãe. O teste F para a hipótese de nulidade conjunta de todos os coeficientes associados às binárias para a escolaridade tanto do pai como da mãe mostrou-se estatisticamente significativo a 1%. Do ponto de vista individual, ademais, é possível refutar a hipótese de nulidade de cada um desses coeficientes. Por fim, ao se compararem os valores obtidos para o coeficiente de determinação (R^2) dos modelos, constata-se que essa especificação é aquela com maior poder explicativo. Em vista disso, tal modelo será adotado como referência, para fins de comparação com o ano de 1996, na próxima seção. Ao se contrastarem os resultados dessa especificação com a da coluna (1), verifica-se que a adoção de controles para o *background* familiar reduziu os prêmios salariais associados ao término dos ciclos escolares. Assim, depreende-se que parte desse prêmio se devia, na realidade, ao efeito mediador dos recursos familiares sobre a qualidade da educação recebida pelos filhos e também sobre suas oportunidades no mercado de trabalho.

O Gráfico 1, a seguir, resume as diferenças no prêmio associado à conclusão do ensino universitário, ao se compararem os modelos (2), (3), (4) e (5). O retorno relacionado ao diploma superior para o negro é de 193,3%, quando não se consideram controles para o *background* familiar – de acordo com a especificação (2) –, e de 159,7%, quando tanto a escolaridade do pai como a da mãe são controladas – segundo a regressão (5). Já em se tratando dos não negros, esses efeitos são bastante superiores, da ordem de 263,1% e de 210,2%, respectivamente.

GRÁFICO 1
DIFERENÇA SALARIAL (EM %) ENTRE UM INDIVÍDUO COM ENSINO UNIVERSITÁRIO E UM INDIVÍDUO QUE NÃO CONCLUIU O ENSINO FUNDAMENTAL, CONSIDERANDO MODELOS COM E SEM CONTROLE PARA O *BACKGROUND* FAMILIAR



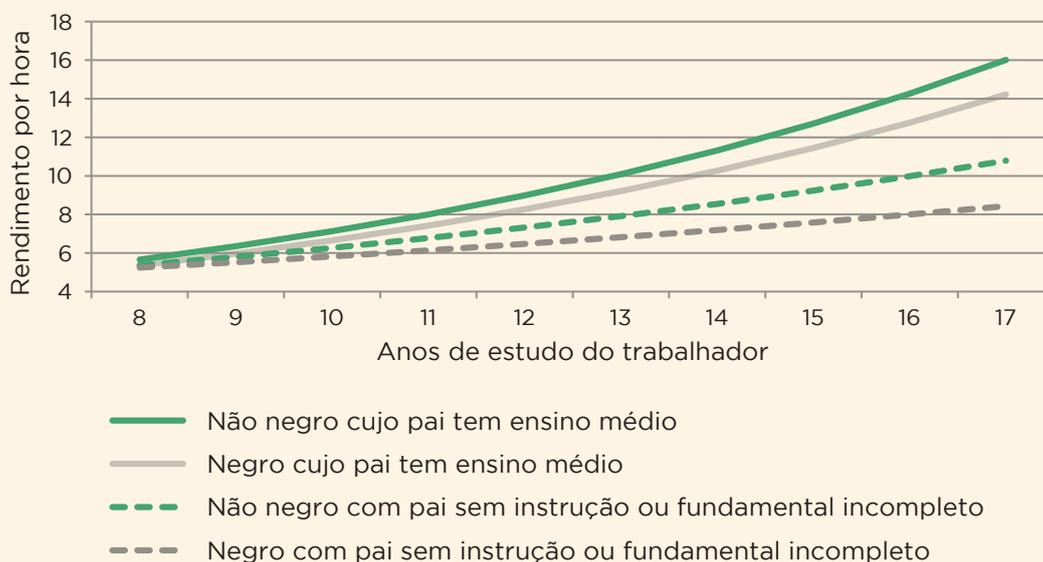
Fonte: Elaboração da autora com base nos microdados da Pnad 2014.

Além de poder contribuir diretamente para o ganho individual, o *background* familiar também pode interferir no desempenho no mercado de trabalho por meio de sua inter-relação com o nível de escolaridade do próprio trabalhador. Em outras palavras, o retorno da educação do trabalhador pode variar a depender do nível educacional de seus pais. Assim, a fim de contemplar esse efeito, estimaram-se equações de rendimento que incorporam interações entre as variáveis binárias para a escolaridade do pai e a escolaridade do próprio trabalhador, a qual, por simplicidade, foi tratada de modo cardinal nessa variante do modelo, oscilando de 0 (no caso de pessoa sem instrução ou com menos de 1 ano de estudo) a 14 (no caso de pessoa com 14 anos de estudo) e assumindo o valor 17 para aqueles com 15 anos ou mais de estudo. Além disso, tendo em vista as evidências da

Tabela 1 de que o retorno da escolaridade é diferente para brancos e negros, nessa especificação o modelo foi estimado em separado para esses dois grupos. Os resultados encontram-se reportados na Tabela 2. O Gráfico 2, a seguir, foi construído com base nos resultados dessas estimações e apresenta o comportamento do rendimento por hora em função dos anos de estudo do trabalhador, adotando-se a categoria de base das variáveis binárias e admitindo um indivíduo com idade igual à média da amostra. Conforme se vê, independentemente da cor do indivíduo, seus rendimentos, para um mesmo nível de escolaridade, são maiores caso seu pai detenha o ensino médio, em lugar do fundamental incompleto. Essa diferença, ademais, amplia-se à medida que aumenta a escolaridade do trabalhador. Ainda que o mesmo comportamento seja observado para os negros, seus rendimentos situam-se sistematicamente abaixo daqueles auferidos pelos não negros em situação análoga quanto à própria escolaridade e à de seu pai.

GRÁFICO 2

RENDIMENTO POR HORA, EM REAIS DE SETEMBRO DE 2014, SEGUNDO OS ANOS DE ESTUDO DO TRABALHADOR - BRASIL, 2014



Fonte: Elaboração da autora com base nos microdados da Pnad 2014.

Nota: (i) admite-se um trabalhador que não é a pessoa de referência de sua família, reside em área urbana não metropolitana do Nordeste, encontra-se ocupado no setor de serviços, possui vínculo formal de trabalho e não é sindicalizado; (ii) a idade média dos negros é de 37,76 anos e a de não negros é de 39,58 anos; (iii) os modelos foram estimados em separado para negros e não negros.

TABELA 2
REGRESSÕES POR MÍNIMOS QUADRADOS DO LOGARITMO DO RENDIMENTO POR HORA NO
TRABALHO PRINCIPAL DE TRABALHADORES DE 16 ANOS OU MAIS DE IDADE – BRASIL, 2014

Modelo	Não negros		Negros	
	Coefficiente	Erro padrão robusto	Coefficiente	Erro padrão robusto
educ	0,0776 ***	0,0042	0,0528 ***	0,0033
pai_funda	-0,1091	0,1256	-0,0784	0,1162
pai_medio	-0,2522 **	0,1234	-0,4220 ***	0,1407
pai_super	-0,7753 ***	0,2102	-0,0162	0,4940
educ_pai_funda	0,0201 *	0,0108	0,0231 **	0,0100
educ_pai_medio	0,0381 ***	0,0097	0,0556 ***	0,0112
educ_pai_super	0,0839 ***	0,0146	0,0319	0,0331
idade	0,3307 ***	0,0500	0,3919 ***	0,0441
idade2	-0,0203 ***	0,0059	-0,0343 ***	0,0053
chefe	0,1704 ***	0,0242	0,1363 ***	0,0236
norte	0,3458 ***	0,0767	0,1521 ***	0,0355
sudeste	0,2989 ***	0,0374	0,2719 ***	0,0253
sul	0,3191 ***	0,0380	0,3523 ***	0,0319
centrooeste	0,4055 ***	0,0498	0,4304 ***	0,0360
metrop	0,1143 ***	0,0262	0,0785 ***	0,0223
rural	-0,1520 ***	0,0511	-0,1081 **	0,0455
agricola	-0,2129 ***	0,0638	-0,2943 ***	0,0469
industria	0,0609 **	0,0272	0,0514 **	0,0223
semcarteira	-0,1107 ***	0,0367	-0,0923 ***	0,0285
contaprop	-0,0113	0,0334	-0,0626 **	0,0306
empregador	0,4596 ***	0,0544	0,4846 ***	0,0739
sind	0,0901 ***	0,0310	0,0714 ***	0,0260
constante	0,1076	0,1117	0,3054 ***	0,0949
Observações	4.876		5.084	
R ²	0,4385		0,3740	

Fonte: Elaboração da autora com base nos microdados da Pnad 2014.

Notas: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

COMPARAÇÃO ENTRE 1996 E 2014

A fim de se compararem os resultados das estimações obtidas com as amostras das edições de 1996 e 2014 da Pnad, considerou-se a especificação (5) apresentada na Tabela 1, que incorpora tanto a escolaridade do pai como a da mãe como *proxies* do *background* familiar. Os resultados são apresentados na Tabela 3, a seguir.

TABELA 3
REGRESSÕES POR MÍNIMOS QUADRADOS DO LOGARITMO DO RENDIMENTO POR HORA NO
TRABALHO PRINCIPAL DE TRABALHADORES DE 16 ANOS OU MAIS DE IDADE – BRASIL, 1996/2014

Modelo	1996		2014	
	Coefficiente	Erro padrão robusto	Coefficiente	Erro padrão robusto
fundamental	0,3694 ***	0,0214	0,1685 ***	0,0342
medio	0,6614 ***	0,0161	0,3492 ***	0,0312
superior	1,2953 ***	0,0221	1,1320 ***	0,0427
negro	-0,2188 ***	0,0104	-0,0833 ***	0,0314
fundamental-negro	0,0077	0,0362	0,0715	0,0443
medio-negro	0,0390	0,0264	0,0060	0,0398
superior-negro	0,0937 **	0,0474	-0,1777 ***	0,0574
pai_funda	0,1145 ***	0,0258	0,0887 ***	0,0308
pai_medio	0,1565 ***	0,0275	0,1258 ***	0,0286
pai_super	0,2079 ***	0,0369	0,2695 ***	0,0457
mae_funda	0,1226 ***	0,0258	0,0826 ***	0,0249
mae_medio	0,1631 ***	0,0284	0,1476 ***	0,0292
mae_super	0,1127 **	0,0501	0,1321 ***	0,0449
idade	0,3705 ***	0,0220	0,3350 ***	0,0344
idade2	-0,0389 ***	0,0026	-0,0263 ***	0,0041
chefe	0,0982 ***	0,0290	0,1614 ***	0,0170
norte	0,2723 ***	0,0197	0,2100 ***	0,0321
sudeste	0,4014 ***	0,0114	0,3063 ***	0,0210
sul	0,2860 ***	0,0137	0,3495 ***	0,0236
centrooeste	0,3749 ***	0,0146	0,4361 ***	0,0300
metrop	0,1512 ***	0,0098	0,1046 ***	0,0179
rural	-0,1973 ***	0,0144	-0,1392 ***	0,0343
agricola	-0,4931 ***	0,0152	-0,2838 ***	0,0377
industria	0,0190 **	0,0096	0,0688 ***	0,0181
semcarteira	-0,2116 ***	0,0117	-0,0979 ***	0,0229
contaprop	0,0212 **	0,0106	-0,0382	0,0233
empregador	0,6507 ***	0,0207	0,4702 ***	0,0442
sind	0,1637 ***	0,0106	0,0719 ***	0,0205
constante	-0,5415 ***	0,0547	0,6062 ***	0,0734
Observações	38.700		9.960	
R ²	0,5222		0,4433	

Fonte: Elaboração da autora com base nos microdados da Pnad 1996/2014.

Notas: ***, ** e * denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Constata-se uma importante redução do efeito de ter terminado um ciclo escolar de 1996 para 2014. O incremento no rendimento decorrente da conclusão do ensino fundamental, por exemplo, era de $[\exp(0,3694) - 1] \cdot 100 = 44,7\%$ em 1996, tendo declinado para $[\exp(0,1685) - 1] \cdot 100 = 18,4\%$ em 2014. Também é possível verificar uma redução do diferencial salarial por raça no período, com o hiato de rendimentos entre negros e não negros passando de $[\exp(-0,2188) - 1] \cdot 100 = -19,7\%$ para $[\exp(-0,0833) - 1] \cdot 100 = -8,0\%$. É curioso observar que em 1996 o efeito de se deter o diploma de nível superior, relativamente aos indivíduos sem escolarização, era maior entre os negros que entre os não negros. Em 2014 o sentido desse efeito se inverteu, com maior diferença salarial entre indivíduos qualificados e não qualificados observada entre os brancos.

Merece destaque o fato de o *background* familiar ter, de maneira geral, conservado sua importância entre 1996 e 2014. Ainda que, em se tratando de pais e mães com ensinos fundamental e médio, tenha-se observado uma diminuição na magnitude dos efeitos entre 1996 e 2014, estes se mantiveram positivos e estatisticamente significativos. Por outro lado, o efeito de ser filho de pais com ensino superior sobre os rendimentos aumentou no período. Por exemplo, tudo o mais constante, ter crescido

em uma família em que o pai detinha o diploma universitário elevava os rendimentos, em média, em $[\exp(0,2079) - 1] \cdot 100 = 23,1\%$ em 1996, passando esse efeito a ser de $[\exp(0,2695) - 1] \cdot 100 = 30,9\%$ em 2014. Esse resultado sugere que a influência da origem socioeconômica dos trabalhadores sobre seu desempenho no mercado de trabalho não se reduziu no período.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Amparado por resultados de estudos anteriores, este trabalho se debruçou sobre o efeito do *background* familiar sobre os rendimentos do trabalho e sobre os retornos da escolaridade no Brasil. Sua contribuição específica consistiu em analisar dados mais recentes sobre o tema – oriundos do suplemento de mobilidade sócio-ocupacional da Pnad 2014 – e investigar as diferenças por raça observadas nos retornos da escolaridade.

Os principais resultados encontrados podem ser sintetizados em três pontos: a redução do efeito diploma entre 1996 e 2014, concomitantemente à expansão do sistema educacional no país, particularmente no nível superior de ensino; a menor magnitude do retorno das credenciais universitárias para os negros, comparativamente aos brancos; a manutenção da importância do *background* familiar para o desempenho dos indivíduos no mercado de trabalho. Esse último resultado pode ser associado ao efeito mediador que a origem socioeconômica dos trabalhadores desempenha sobre a qualidade da educação recebida e sobre as oportunidades profissionais que lhes são oferecidas, por meio do círculo social ao qual pertencem. O fato de subsistir um pronunciado peso do *background* familiar para a conversão das credenciais educacionais em rendimentos contribui para a manutenção das desigualdades raciais nos rendimentos e, conseqüentemente, para a perpetuação da estratificação social entre brancos e negros no país.

Cumprir notar, por fim, que um sistema educacional universal, quando logra promover o acesso igualitário à educação de qualidade, é capaz de atenuar o efeito da origem socioeconômica dos estudantes sobre seu desempenho individual, reduzindo a estratificação educacional e, por conseqüente, as desigualdades futuras no mercado de trabalho.

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer os comentários do Prof. Rodolfo Hoffmann e dos pareceristas anônimos a uma versão preliminar deste trabalho, isentando-os, todavia, de qualquer erro remanescente.

REFERÊNCIAS

ARTES, Amélia; RICOLDI, Arlene Martinez. Acesso de negros no ensino superior: o que mudou entre 2000 e 2010. *Cadernos de Pesquisa*, São Paulo, v. 45, n. 158, p. 858-881, out./dez. 2015. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/cp/v45n158/1980-5314-cp-45-158-00858.pdf>. Acesso em: 3 jun. 2019.

AUGUSTO, Natália; ROSELINO, José Eduardo; FERRO, Andrea Rodrigues. A evolução recente da desigualdade entre negros e brancos no mercado de trabalho das regiões metropolitanas do Brasil. *Revista Pesquisa e Debate*, São Paulo, v. 26, n. 2(48), p. 105-127, set. 2015. Disponível em: <https://revistas.pucsp.br/rpe/article/view/23066/17600>. Acesso em: 16 jun. 2019.

BARROS, Ricardo Paes de; MENDONÇA, Rosane; SANTOS, Daniel Domingues dos; QUINTAES, Giovani. Determinantes do desempenho educacional no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 31, n. 1, abr. 2001. Disponível em: <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/159/94>. Acesso em: 16 jun. 2019.

BECKER, Gary S. *Human capital: a theoretical and empirical analysis with special reference to education*. New York: NBER/Columbia University Press, 1964.

BECKER, Gary S.; TOMES, Nigel. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 87, n. 6, dez. 1979.

BRASIL. Lei n. 10.097, de 19 de dezembro de 2000. Altera dispositivos da Consolidação das Leis do Trabalho – CLT, aprovada pelo Decreto-Lei n. 5.452, de 1º de maio de 1943. *Diário Oficial da União*, Brasília, DF, 20 dez. 2000.

CAMPANTE, Filipe R.; CRESPO, Anna R. V.; LEITE, Phillippe G. P. G. 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, jun. 2004. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rbe/v58n2/a03v58n2>. Acesso em: 16 jun. 2019.

CAVALIERI, Claudia Helena; FERNANDES, Reynaldo. Diferenciais de salários por gênero e por cor: uma comparação entre as regiões metropolitanas brasileiras. *Revista de Economia Política*, v. 18, n. 1, p. 158-175, jan./mar. 1998. Disponível em: <http://www.rep.org.br/PDF/69-10.PDF>. Acesso em: 16 jun. 2019.

CRESPO, Anna; REIS, Mauricio Cortez. Sheepskin effects and the relationship between earnings and education: analyzing their evolution over time in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 63, n. 3, p. 209-231, jul./set. 2009. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/1017/954>. Acesso em: 6 jun. 2019.

CURRIE, Janet; MORETTI, Enrico. Mother's education and the intergenerational transmission of human capital: evidence from college openings. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford, v. 118, n. 4, p. 1495-1532, 2003.

DAVANZO, Eloá Sales; FERRO, Andrea Rodrigues. Retornos à educação: uma análise da redução do diferencial salarial por anos de estudo no Brasil no período de 2001 a 2012. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL – ANPEC-SUL, 19., 2016, Florianópolis. *Anais [...]* Florianópolis: Universidade Federal de Santa Catarina, 2016. Disponível em: https://www.anpec.org.br/sul/2016/submissao/files_i/i2-c8df9b0eb400991c63fabcdca38ea8713.pdf. Acesso em: 5 jun. 2019.

GOLDIN, Claudia; KATZ, Lawrence F. *The race between education and technology: the evolution of U.S. educational wage differentials, 1890 to 2005*. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research, mar. 2007. (Working Paper n. 12984).

GONZALEZ, Lélia; HASENBALG, Carlos Alfredo. *Lugar de negro*. Rio de Janeiro: Marco Zero, 1982.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. Um retrato de duas décadas do mercado de trabalho brasileiro utilizando a Pnad. *Comunicados do Ipea*, n. 160, 31p., 7 out. 2013. Disponível em: http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/3318/1/Comunicados_n160_Retrato.pdf. Acesso em: 11 jun. 2019.

LAM, David. *Generating extreme inequality: schooling, earnings, and intergenerational transmission of human capital in South Africa and Brazil*. Ann Arbor: University of Michigan, ago. 1999. 43p. (Population Studies Center Research Report n. 99-439).

LAM, David; SCHOENI, Robert F. Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 101, n. 4, p. 710-740, 1993.

MACHADO, Danielle Carusi; GONZAGA, Gustavo. O impacto dos fatores familiares sobre a defasagem idade-série de crianças no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 61, n. 4, p. 449-476, 2007. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rbe/v61n4/a02v61n4.pdf>. Acesso em: 11 jun. 2019.

MANACORDA, Marco; SANCHEZ-PARAMO, Carolina; SCHADY, Norbert. Changes in returns to education in Latin America: the role of demand and supply of skills. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 63, n. 2, Jan. 2010. Disponível em: <http://personal.lse.ac.uk/manacorm/lac.pdf>. Acesso em: 6 jun. 2019.

MINCER, Jacob. Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 66, n. 4, p. 281-302, 1958.

MINCER, Jacob. *Schooling, experience and earnings*. Massachusetts: National Bureau of Economic Research, 1974.

MONTENEGRO, Claudio E.; PATRINOS, Harry A. *Comparable estimates of returns to schooling around the world*. Washington: World Bank Group, 2014. (Policy Research Working Paper n. 7020).

MONTGOMERY, James D. Social networks and labor-market outcomes: toward an economic analysis. *The American Economic Review*, v. 81, n. 5, p. 1408-1418, dez. 1991.

OLIVEIRA, Lívio Luiz Soares de. Expansão de matrículas e massificação do ensino superior no Brasil. *Carta de Conjuntura*, FEE, ano 26, n. 11, 2017. Disponível em: <http://carta.fee.tche.br/article-tags/taxa-bruta-de-matricula/>. Acesso em: 5 jun. 2019.

OREOPOULOS, Philip; PETRONIJEVIC, Uros. Making college worth it: a review of the returns to higher education. *The Future of Children*, v. 23, n. 1, p. 41-65, 2013.

ORGANIZAÇÃO PARA A COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO – OCDE. *Adult education level (indicator)*. 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.1787/36bce3fe-en>. Acesso em: 15 ago. 2018.

PSACHAROPOULOS, George. *Returns to education: an international comparison*. Amsterdam, San Francisco: Elsevier and Jossey-Bass, 1973.

PSACHAROPOULOS, George. Returns to education: an updated international comparison. *Comparative Education*, v. 17, n. 3, p. 321-341, 1981.

RAMOS, Lauro; VIEIRA, Maria Lúcia. A relação entre educação e salários no Brasil. In: INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. *A economia brasileira em perspectiva 1996*. v. II. Rio de Janeiro: Ipea, 1996. cap. 21. p. 493-510.

REIS, Mauricio Cortez; RAMOS, Lauro. Escolaridade dos pais, desempenho no mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 65, n. 2, p. 177-205, 2011. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rbe/v65n2/a04v65n2.pdf>. Acesso em: 5 jun. 2019.

RIANI, Juliana de Lucena Ruas; RIOS-NETO, Eduardo Luiz Gonçalves. *Background* familiar versus perfil escolar do município: qual possui maior impacto no resultado educacional dos alunos brasileiros? *Revista Brasileira de Estudos da População*, Rio de Janeiro, v. 25, n. 2, p. 251-269, 2008. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rbepop/v25n2/v25n2a04.pdf>. Acesso em: 11 jun. 2019.

RIOS-NETO, Eduardo L. G.; CÉSAR, Cibele Comini; RIANI, Juliana de Lucena Ruas. Estratificação educacional e progressão escolar por série no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 32, n. 3, p. 395-415, dez. 2002. Disponível em: <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/137/72>. Acesso em: 5 jun. 2019.

ROCHA, Emerson Ferreira. *O negro no mundo dos ricos: um estudo sobre a disparidade racial de riqueza no Brasil com os dados do Censo Demográfico de 2010*. 2015. 193 f. Tese (Doutorado em Sociologia) – Instituto de Ciências Sociais, Universidade de Brasília, Brasília, 2015.

SCHULTZ, Theodore William. *O valor econômico da educação*. Rio de Janeiro: Zahar, 1964.

SCHULTZ, Theodore William. Education investment and returns. In: CHENEY, Hollis B.; SRINIVASAM, T. *Handbook of development economics*. Amsterdam: Elsevier, 1988. v. 1. Chapter 13, p. 543-630.

SILVA, Nelson do Valle; HASENBALG, Carlos. Recursos familiares e transições educacionais. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 18 (Suplemento), p. 67-76, 2002. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/csp/v18s0/13794.pdf>. Acesso em: 11 jun. 2019.

SILVA JÚNIOR, Luiz Honorato da; SAMPAIO, Yony. Qualidade da escola e *background* familiar na formação de capital humano no Brasil. *Planejamento e Políticas Públicas*, Recife, n. 45, p. 275-300, 2015. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/486/378>. Acesso em: 5 jun. 2019.

SOARES, Sergei Suarez Dillon. *O perfil da discriminação no mercado de trabalho: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras*. Brasília: Ipea, nov. 2000. 26p. (Texto para Discussão n. 769). Disponível em: http://www.ipea.gov.br/pub/td/2000/td_0769.pdf. Acesso em: 10 jul. 2018.

SOLOMON, Gary. A model of intergenerational mobility variation over time and place. In: CORAK, Miles (ed.). *Generational income mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. p. 38-47.

SOUZA, André Portela de; PONCZEK, Vladimir Pinheiro; OLIVA, Bruno Teodoro; TAVARES, Priscilla Albuquerque. Fatores associados ao fluxo escolar no ingresso e ao longo do ensino médio no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 42, n. 1, p. 5-39, abr. 2012. Disponível em: <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/1322/1110>. Acesso em: 11 jun. 2019.

TROW, Martin A. Reflections on the transition from elite to mass to universal access: forms and phases of higher education in modern societies since WWII. In: FOREST, James J. F.; ALTBACH, Philip G. (ed.) *International handbook of higher education*. Dordrecht: Springer, 2007. Cap. 13. p. 243-280. (Springer International Handbooks of Education, 18).

ZUCCHI, Juliana D.; HOFFMANN, Rodolfo. Diferenças de renda associadas à cor: Brasil, 2001. *Revista Pesquisa e Debate*, São Paulo, v. 15, n. 1(25), p. 107-129, 2004.

COMO CITAR ESTE ARTIGO

VAZ, Daniela Verzola. *Background* familiar, retornos da educação e desigualdade racial no Brasil. *Cadernos de Pesquisa*, São Paulo, v. 50, n. 177, p. 845-864, jul./set. 2020. <https://doi.org/10.1590/198053146700>

Recebido em: 18 JULHO 2019 | **Aprovado para publicação em:** 11 MAIO 2020



Este é um artigo de acesso aberto distribuído nos termos da licença Creative Commons do tipo BY-NC.