

Título do capítulo	CAPÍTULO 7 – INTERAÇÕES ENTRE ORIGEM DE CLASSE E RAÇA NA TRANSMISSÃO DAS DESIGUALDADES NO BRASIL
Autor	José Alcides Figueiredo Santos
DOI	http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-064-6/capitulo7
Título do livro	DINÂMICA ECONÔMICA, MUDANÇAS SOCIAIS E NOVAS PAUTAS DE POLÍTICAS PÚBLICAS
Organizadores	João Cláudio Basso Pompeu André Rego Viana Luís Carlos Garcia de Magalhães Ana Paula Vasconcelos Gonçalves
Volume	-
Série	-
Cidade	Brasília
Editora	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)
Ano	2023
Edição	-
ISBN	978-65-5635-064-6
DOI	http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-064-6

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – ipea 2023

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos). Acesso: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério da Economia.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

INTERAÇÕES ENTRE ORIGEM DE CLASSE E RAÇA NA TRANSMISSÃO DAS DESIGUALDADES NO BRASIL

José Alcides Figueiredo Santos¹

1 INTRODUÇÃO

O estudo aborda as desigualdades de origem de classe dentro dos grupos raciais que se manifestam na transmissão intergeracional das desigualdades socioeconômicas no Brasil. As interações entre origem de classe e raça permitem observar os padrões diferenciados que emergem entre os grupos raciais nos efeitos da origem de classe. O capítulo aborda a associação total e direta entre origem de classe e renda dos filhos, as mudanças de padrões no curso do tempo, a associação direta em diferentes níveis educacionais, em estimativas condicionais aos grupos raciais, assim como a evolução temporal dos retornos da educação por raça, tanto em geral quanto por origem de classe.

Estudos já publicados investigaram a associação entre origem de classe e destino social, focalizando o acesso ao topo social e a renda dos filhos. Trabalho posterior analisou os padrões de associação por origem de classe, considerando as suas variações por gênero e níveis da distribuição da renda (Figueiredo Santos, 2019; 2020; 2021). Os estudos realizados mostram resultados convergentes nas questões fundamentais investigadas. Demonstram a persistência do efeito direto da origem social privilegiada. Confirmam a queda dos retornos da educação, porém mostram que esta tendência foi mais favorável ou menos desfavorável para a origem privilegiada. Contestam, no que diz respeito à sociedade brasileira, a hipótese do papel equalizador da educação superior nas desigualdades de origem.

Este trabalho compõe e completa uma investigação articulada dos “dois lados” dos efeitos interativos entre origem de classe e raça no destino social dos filhos, ou seja, a desigualdade racial condicional à origem de classe e a desigualdade de origem de classe condicional ao grupo racial. Em trabalho precedente foi abordado o efeito de raça condicional à origem de classe, e neste estudo está sendo focalizado o efeito da origem de classe condicional à raça (Figueiredo Santos, 2022). Os dois trabalhos compartilham as orientações substantivas e os métodos de análise,

1. Professor titular (aposentado) da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF); professor convidado do Centro de Pesquisas Sociais da UFJF; e professor do Programa de Pós-Graduação em Ciências Sociais da UFJF. *E-mail*: josealcidesf@yahoo.com.br.

para preservar o caráter articulado e complementar do conjunto, porém adotam ângulos distintos e se valem de estimativas diferenciadas, com a finalidade de agregar informação nova e não redundante ao problema em investigação. Estudo anterior sobre origem de classe e chances de vida, porém sem a desagregação por raça, serve de referência mais geral e comparativa (Figueiredo Santos, 2020).

A noção de classe social destaca a ideia geral de que o recurso ou ativo econômico que a pessoa controla determina o que ela obtém e condiciona o que ela deve fazer para conseguir o que obtém. As classes são definidas em termos de relações de propriedade e as desigualdades de resultados que se formam entre elas, segundo Roemer (1988), podem ser deduzidas da assimetria prévia na distribuição dos recursos econômicos. As divisões de classe social que emergem na sociedade capitalista, na abordagem neomarxista adotada, são constituídas por desigualdades de direitos e poderes sobre recursos produtivos ou geradores de valor que geram vantagens e desvantagens entre categorias. As divisões de classe dizem respeito aos modos como grupos e indivíduos exercem o controle da atividade de trabalho dos atores e beneficiam-se dos resultados do trabalho coordenado ou, então, obtém vantagens baseadas em reservas de oportunidades. As classes envolvem, na origem, interdependências assimétricas, ou controles excludentes, em que emergem disputas nos âmbitos das relações de produção, troca e distribuição (Wright, 1997; 2015; Tilly, 1998).

Destacado teórico e pesquisador nesse campo de estudos, Erik Wright formulou o argumento de que as tradições de abordagens de classe, notadamente a marxista, a weberiana e a convencional de estratificação social, podem ser combinadas em termos analíticos na medida em que cada uma delas, ainda que desconsidere ou subestime outras dimensões relevantes, identifica um processo chave que influencia ou condiciona a estrutura de classes na sociedade contemporânea (Wright, 2009). Neste sentido, a orientação neomarxista adotada neste estudo não implica desconsiderar a operação de processos focalizados ou destacados em abordagens diferentes.

As desigualdades de *status*, por sua vez, como as divisões de raça aqui tratadas, são baseadas em crenças culturais acerca da capacidade e do valor social dos membros de certas categorias em comparação com outras, sendo que estas distinções essenciais são usadas para organizar as relações com os outros e criar fronteiras entre as categorias sociais. As demarcações de *status* tornam-se mais efetivas e salientes na geração de desigualdades de oportunidades e recompensas entre os grupos na medida em que estão ligadas às hierarquias de poder e às assimetrias de recursos valiosos na sociedade (Ridgeway, 2014; Tilly, 1998). As divisões raciais, como categorizações de *status* social, têm sido tipicamente mobilizadas para fins de consolidação da desigualdade material e reprodução de vantagens (ou desvantagens) adicionais baseadas na diferença social (Ridgeway, 2019).

2 MOBILIDADE SOCIAL, INTERAÇÕES E QUESTÕES DE PESQUISA

Os estudos de mobilidade social mensuram o grau de associação que existe entre a condição socioeconômica dos pais e dos filhos. Classe social deve ser entendida como fator primário da mobilidade social no sentido de explicar por que existem desigualdades na relação intergeracional entre origem e destino social. Efeitos primários de hierarquia de classe, herança de classe e afinidade de *status* de classe explicariam, em grande parte, a formação das desigualdades nas chances relativas de mobilidade social. Os padrões absolutos de mobilidade, por sua vez, variam bastante entre países, sendo que grande parte desta variação decorre de diferenças e mudanças na forma das estruturas de classe. Além disso, existem fatores secundários relevantes que explicam variações no processo de mobilidade social ao modificar a operação dos fatores primários (Bukodi e Goldthorpe, 2021). Na trajetória da origem ao destino social as divisões de *status* social, como gênero e raça, representam importantes fatores, capazes em certo grau de modificar o efeito primário de classe.

A organização da investigação foi informada pelas interações entre origem de classe e divisões raciais. A existência de relações simétricas entre as variáveis envolvidas representa um conhecimento bem estabelecido sobre interações (Kam e Franzese Junior, 2007). Parafraseando a literatura sobre interações, isto significa que, quando o efeito de origem de classe é condicional à raça, o efeito de raça deve ser condicional à origem de classe. Uma hipótese sobre o sinal (positivo ou negativo) da relação entre a origem de classe, como variável condicional (Z), e o efeito marginal de raça (X), prediz que a relação entre raça, como fator condicional (Z), e o efeito marginal de origem de classe (X) têm o mesmo sinal. Por outro lado, ao considerar a implicação estatística subjacente às interações, pode-se dizer que qualquer relação observada entre a origem de classe e o efeito marginal de raça é sempre consistente com uma ampla variedade de maneiras pelas quais o efeito marginal da condição de classe varia com a raça e vice-versa (Berry, Golder e Milton, 2012).² As escolhas relativas à forma de abordagem e à modalidade de comparação nas interações possuem implicações que devem ser consideradas.

Na análise de mobilidade social, quando se destaca um fator atribuído ou de *status* social, como raça ou gênero, em regra geral as relações entre origem e destino são apresentadas em separado, por grupo. Este tem sido o modo padrão de tratar as diferenças de *status* em mobilidade social. Quando se aborda a desigualdade de origem de classe entre os pares de raça, a comparação está sendo feita dentro de cada grupo racial – o foco é a desigualdade de origem de classe condicional ao grupo

2. Efeitos marginais (ou parciais) representam uma forma de resumir o efeito da variável independente em termos das predições do modelo estatístico (Mize, 2019, p. 84). Esta variação potencial do efeito decorre do fato de que a representação do efeito marginal para X "não estabelece o sinal (positivo ou negativo) ou a magnitude do efeito marginal de Z para *qualquer* valor de X ". Isto quer dizer, então, que existem "maneiras bastante diferentes em que o efeito marginal de Z é condicional a X " (Berry, Golder e Milton, 2012, p. 656).

racial. Estão sendo observadas as diferenças de trajetórias da origem ao destino em cada grupo. Entretanto, como existem dois lados no efeito interativo, a melhor prática seria examinar ambos os lados que formam a interação (Berry, Golder e Milton, 2012; Mize, 2019).

Os estudos de mobilidade social organizam-se no espaço analítico composto por conexões diretas e indiretas entre origem social, mediação educacional e destino social. A associação total ou o efeito total capta a influência de todos os fatores que estão associados direta ou indiretamente à origem de classe – representa um indicador geral da transposição ou persistência do condicionamento de origem. O indicador serve também como uma base de comparação para situar o papel e a dimensão assumida pelos fatores mediadores ou intervenientes, notadamente a educação, na realização socioeconômica dos filhos. A associação direta (ou efeito direto) expressa o que ocorre com a associação entre origem e destino não mediada pela educação ou, colocado de outro modo, a associação socioeconômica intergeracional entre pessoas do mesmo nível educacional. A associação direta retrata o efeito líquido da origem não alterado no curso do processo de mediação educacional. De um lado, representa outro modo de aferir a força primordial da origem social que abre ou limita caminhos na trajetória dos filhos. De outro lado, presta-se a avaliar a tese do papel equalizador da educação, ou seja, a capacidade da educação adquirida, notadamente a educação superior, em autonomizar a trajetória dos filhos do condicionamento de origem. A noção do papel da educação como grande equalizador social supõe que a associação direta entre origem e destino, após controlar a realização educacional, esteja tendendo a zero no curso da sucessão das coortes (Bernardi e Ballarino, 2016).

Mobilidade social diz respeito à transmissão intergeracional das desigualdades socioeconômicas. O entendimento do regime de mobilidade social não pode ser conduzido somente ao nível agregado de todas as coortes. Os padrões de associação podem não ser os mesmos em diferentes coortes. Uma questão crítica diz respeito à caracterização do que ocorre com a associação entre origem e destino no curso dos processos de mudanças sociais.

As conexões que formam os padrões de mobilidade social, no que diz respeito ao papel da educação, são decompostas analiticamente na associação entre a origem e a realização educacional (O-E), seguida na cadeia causal pela associação entre a educação e o destino (E-D), que afere os retornos socioeconômicos da educação. O grau de desigualdade de oportunidade educacional (O-E) e o valor econômico da educação (E-D) definem o papel da educação na transmissão da herança socioeconômica (Hout, 2012). As desigualdades de origem na aquisição da educação vão ser tomadas como dadas, pois este trabalho não pretende estudar diretamente a denominada estratificação educacional, que tem sido bem investigada

no Brasil (Ribeiro e Carvalhaes, 2020). O valor econômico da educação representa um aspecto importante na definição do grau de reprodução da herança de classe no processo de mediação educacional. A redução dos retornos da educação pode comprometer parte da vantagem de origem obtida na realização educacional dos filhos. Estudos de mobilidade social indicam que a redução dos retornos da educação seria um dos principais fatores que tem favorecido um aumento de fluidez social no Brasil (Ribeiro e Carvalhaes, 2020). Nos contextos de origem de classe, os grupos raciais podem estar sendo afetados diferenciadamente por este processo. Este estudo pretende caracterizar como se comportam no tempo os retornos da educação condicionais à origem de classe e ao grupo racial. A capacidade de preservar ou não os retornos da educação pode depender mais da origem de classe e, neste processo, variar ou não em decorrência das interações entre origem, coorte, educação e raça.

A origem social no estudo foi conceituada e mensurada em termos de ativos econômicos controlados. As divisões de classe envolvem amplas desigualdades de riscos e oportunidades, notadamente de segurança, estabilidade e perspectivas econômicas, e não somente diferentes níveis de bem-estar material, que demarcam a vida em mundos econômicos bem distintos (Goldthorpe e McKnight, 2006). Na estrutura social contemporânea, os recursos, as capacidades e os ambientes de classe, nas dimensões de capital, conhecimento perito e autoridade, se qualificariam potencialmente, de diferentes modos e em diferentes graus, como fatores protetivos, impulsionadores e transponíveis nos processos de mobilidade social.

Os fatores secundários relevantes na mobilidade social, como as divisões de raça, qualificam-se pela capacidade de “criar variação no fenômeno através da modificação da operação dos fatores primários” (Bukodi e Goldthorpe, 2020, p. 12). As divisões de raça podem potencialmente afetar os fatores condutores e inibidores da mobilidade de diferentes formas. Em função da distribuição de classe na origem entre os grupos raciais, cujo impacto agregado é tanto maior quando mais desigual for esta distribuição original, os grupos raciais são afetados porque classe representa fator fundamental na trajetória em direção ao destino. Além disso, no plano da composição da origem, pode existir uma heterogeneidade interna associada à raça nas circunstâncias de classe. De modo mais específico ou direto, as divisões de raça podem influenciar a operação dos recursos, capacidades e ambientes de classe, no sentido de alterar o modo, a amplitude e o grau de conversão do que se dispõe em resultados. Por fim, ônus acrescidos devido às diferenças de *status* social podem incidir sobre fatores inibidores e constrangimentos à mobilidade social.

No tratamento das interações entre origem de classe e raça e suas consequências no processo de transmissão intergeracional das desigualdades, foram formuladas quatro questões de pesquisa orientadoras, conforme a seguir descritas.

- 1) A associação total e a associação direta entre origem de classe e recompensas de renda dos filhos, condicionais ao grupo racial, mostram-se ordenadas de modo marcante por origem de classe, porém de modo variável entre os grupos raciais?
- 2) Tem persistido ou se alterado na sucessão das coortes a associação total e a associação direta entre origem de classe e recompensas de renda dos filhos condicionais ao grupo racial?
- 3) O efeito da origem de classe na renda dos filhos, condicional ao grupo racial, é minimizado ao nível da educação superior completa e existem ponderáveis variações raciais nesta relação?
- 4) Os retornos econômicos da educação, condicionais ao grupo racial, têm aumentado ou diminuído no tempo? Estes processos têm variado nas interações com origem de classe?

3 MÉTODOS

A tipologia de classes empregada neste estudo foi construída em uma vertente neomarxista de controle de ativos, em que são especificados os tipos de recursos e as relações sociais correspondentes que constituiriam as divisões de classe. Além disso, a variável independente classe social, no âmbito desta orientação geral, foi delineada e mensurada de modo a captar e refletir as especificidades da estrutura social do país (Figueiredo Santos, 2005a; 2010; 2013). Utiliza-se aqui uma versão compacta desta classificação, que diferencia cinco grandes agrupamentos de classe. O topo social é formado pelas principais dimensões geradoras de vantagens de classe, isto é, a propriedade de ativos de capital, o controle de conhecimento perito e o exercício de autoridade na divisão social do trabalho. Envolve as categorias de empregadores, especialista autônomo, empregado especialista e gerente. Os empregados qualificados e os supervisores formam um segmento diferenciado no interior do trabalho assalariado, em aproximação parcial com o exercício de autoridade e a posse de qualificações escassas. São especificadas as posições de não empregadores detentores de ativos de menor valor, ou generativos de menor valor econômico. O agrupamento é composto pelas categorias de autônomo com ativos e de autônomo agrícola. Não foi possível diferenciar o autônomo agrícola precário na classe de origem, de modo que este se manteve no conjunto de controladores de pequenos ativos. O trabalhador típico representa a categoria majoritária submetida de forma estruturada aos processos conjugados de controle da atividade do agente e de apropriação dos resultados do trabalho. Por fim, diferencia-se um bloco de posições de classe destituídas de ativos por meio de processos que levam à exclusão, à insuficiência ou à depreciação de recursos geradores de valor. Compõe o agregado o trabalhador elementar, o autônomo precário, o empregado domés-

tico, o trabalhador de subsistência e o trabalhador excedente (desempregado). Na mensuração da classe de origem foi usado o critério de dominância, considerando o emprego mais elevado entre os pais. A variável raça ou cor foi usada de forma binária, diferenciando o branco e o conjunto pardo e preto. As categorias de indígena e amarelo foram excluídas da análise, visando focalizar o divisor racial fundamental no Brasil (Figueiredo Santos, 2005b). Uma desagregação do grupo pardo e preto, além disso, inviabilizaria as análises feitas por coortes, que usam de três a quatro interações simultâneas devido ao peso demográfico bem menor do subgrupo preto (9,2% na amostra analítica).

A investigação utiliza os dados do suplemento de mobilidade social da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2014, respondido pelo morador de 16 anos ou mais de idade selecionado aleatoriamente. A amostra analítica possui 30.328 casos com idade de 27 a 66 anos e informações válidas nas variáveis usadas nos modelos. A variável dependente do estudo é a renda de todas as fontes dos filhos. A desigualdade de recompensas por classe social de origem mostra-se maior com o uso de medidas de renda mais inclusivas (Hansen, 2001). Todos os modelos controlam por gênero, coorte, tipo de família por inserção econômica dos pais, área urbana/rural, Unidade da Federação (UF) onde o filho morava aos quinze anos e se era a mesma de hoje (migrante ou não). Como a maioria dos controles potenciais pode estar associada à origem social, os controles justificáveis seriam aqueles determinados antes de se entrar no mercado de trabalho (Hällsten, 2013, p. 667-668). As coortes são delimitadas pelo ano de nascimento e envolvem as consequências sociais de nascer em tempos diferentes (Glenn, 2007, p. 52). As quatro coortes usam intervalos de dez anos que diferenciam os indivíduos nascidos nos anos de 1948-1957, 1958-1967, 1968-1977 e 1978-1987. A educação distingue as principais transições educacionais: sem instrução, fundamental incompleto, fundamental completo, médio incompleto, médio completo, superior incompleto e superior completo. Na análise da associação intergeracional por níveis educacionais, estes foram agregados em três categorias (médio incompleto, fundamental ou menos; médio completo ou superior incompleto; superior completo), visando captar efeitos interativos mais precisos. Na análise dos retornos de renda da educação por origem de classe foi necessário usar uma variável binária, formada pela educação média completa ou mais *versus* nível inferior. A variável área diferencia se o filho morava em zona urbana ou rural quando tinha quinze anos. Os tipos de família distinguem, no mesmo critério, as circunstâncias em que ambos os pais trabalhavam, somente o pai, somente a mãe ou nenhum dos pais trabalhava. Embora o tipo de família possa ser um condicionamento relevante na trajetória social, como apontado por Ribeiro (2020), as diferenças raciais são pouco afetadas pelo controle da variável na forma aditiva.

Os efeitos foram estimados sob a forma de médias preditas e diferenças proporcionais na renda com um modelo linear generalizado (*generalized linear model*), usando uma distribuição *gamma* e uma função de ligação logarítmica (Hardin e Hilbe, 2018). As estatísticas *Akaike information criterion* (AIC) e *Bayesian information criterion* (BIC) confirmaram que este modelo oferece melhor ajuste. As diferenças proporcionais são baseadas em semielasticidade, que é um híbrido de efeitos marginais (ou parciais), e elasticidade, e mede a mudança no logaritmo do resultado (*Y*) associada à mudança de uma unidade em *X* (Cameron e Trivedi, 2009, p. 335). As estimativas de semielasticidade ou mudança proporcional foram realizadas pelo comando *margins* do Stata com a opção *eydx*, e depois transformadas em gráficos pelo *marginsplot*. Nas variáveis independentes categóricas, o efeito é computado como uma mudança discreta em relação à categoria de referência. As medidas baseadas em métrica logarítmica, ao contrário das medidas de diferenças absolutas, oferecem a vantagem de não serem influenciadas pelas diferenças de rendas médias associadas aos perfis heterogêneos de idade-ganhos das coortes (Torche, 2015). A conversão da métrica logarítmica em diferença percentual implica calcular o exponencial do valor aplicando a fórmula: $[\exp(Y) - 1] * 100$. As duas escalas divergem crescentemente na medida em que o resultado em logaritmo aumenta. No texto, os resultados vão ser citados na métrica logarítmica, visto que os valores dos gráficos estão nesta escala mais comprimida.

O comando de pós-estimação *mlincom*, criado para o ambiente do Stata, foi usado adicionalmente para testar as diferenças ou mudanças de efeitos no tempo e entre situações (Long e Freese, 2014). As diferenças entre coortes ou entre situações específicas nas diferenças raciais representam diferenças de segunda ordem. Um teste de diferenças de segunda ordem (*second differences*) avalia se as diferenças de primeira ordem são iguais (Mize, 2019, p. 87). Na avaliação das diferenças, foi levado em consideração que a significância estatística está associada, em cada situação específica, ao número de casos e à força do efeito, pois um efeito mais forte tende a demandar menos casos, além da variabilidade dos dados. Por outro lado, ao ser incorporada a opção subpopulação do comando *svy* do Stata para amostras complexas, como foi feito neste trabalho, são usadas informações da subpopulação (amostra analítica) no cálculo das estimativas, porém são agregados os demais casos no cálculo dos erros padrões, em respeito ao desenho amostral. Foram feitas, em situações mais complexas, interpretações abrangentes dos resultados, que consideram, conjuntamente, a força das diferenças, os *p-values* (*p*) e os intervalos de confiança (IC).³

As estimativas de rendas preditas na tabela 1, além do que revelam sobre as hierarquias de classe e raça, servem para situar os patamares (desiguais) de renda

3. Existe uma literatura crítica extensa sobre o uso de *p-values*, em particular, como critério supremo ou exclusivo de validação estatística das estimativas. Eles representariam a “ficção popular” da inferência estatística, “rasa, mas não completamente sem mérito”; a forma “mais popular e menos respeitável” de olhar para dados e modelos (Senn, 2018, p. 1853). “Interpretação correta e cuidadosa dos testes estatísticos exige o exame dos tamanhos das estimativas de efeito e limites de confiança, bem como valores *P* precisos” (Greenland *et al.*, 2016, p. 347).

subjacentes aos efeitos das origens de classe condicionais à raça. Em todos os gráficos vão ser estimadas discrepâncias proporcionais. Na análise dos resultados não se deve esquecer que elas envolvem naturalmente padrões absolutos de renda diferentes por origem de classe e raça.

4 RESULTADOS E ANÁLISES DAS QUESTÕES DE PESQUISA

Questão 1: A associação total e a associação direta entre origem de classe e recompensas de renda dos filhos, condicionais ao grupo racial, mostram-se ordenadas de modo marcante por origem de classe, porém de modo variável entre os grupos raciais?

A tabela 1 apresenta as estimativas necessárias à análise da questão de pesquisa. As estimativas se baseiam em interações entre origem de classe, coorte e raça para o efeito total, mais os controles, com o acréscimo de uma quarta interação com a educação para o efeito direto. A renda predita total, ajustada por controles, como esperado, confirma a existência de um ordenamento marcante da renda dos filhos por origem de classe. Os efeitos de origem são maiores em termos absolutos e relativos na medida em que existem vantagens de origem social em ativos de capital, exercício de autoridade e ativos de qualificação escassa. Na origem de trabalhador típico e destituído os efeitos são claramente menores. O ordenamento de classe é muito semelhante em ambos os grupos raciais, exceto em relação aos controladores de pequenos ativos, pois no grupo pardo e preto a renda predita fica inferior à do trabalhador típico. Como não foi possível distinguir na origem os agricultores precários, que ficaram neste agrupamento, pode ser que no grupo pardo e preto existam, na origem social, mais situações deste tipo e, além disso, mais casos de posse de ativos de capital de menor valor, que estejam diferenciando internamente o grupo ocupacional na área não agrícola.

TABELA 1

Renda predita de todas as fontes, em reais, por origem de classe e raça, efeito total e direto – Brasil

Critério	Topo social	Qualificado/ supervisor	Pequenos ativos	Trabalhador	Destituído
Efeito total branco (R\$)	4.583	3.227	2.063	1.995	1.647
Efeito direto branco (R\$)	2.739	2.264	1.953	1.890	1.799
Efeito direto branco (%)	59,8	70,2	94,7	94,7	109,3
Efeito total pardo e preto (R\$)	2.911	2.058	1.452	1.600	1.286
Efeito direto pardo e preto (R\$)	2.279	1.834	1.700	1.717	1.579
Efeito direto pardo e preto (%)	78,3	89,1	117,1	107,3	122,8

Fonte: Microdados da PNAD 2014.

Elaboração original e resultado gerado pelo autor.

Obs.: No cálculo percentual, os valores originais não foram arredondados.

A comparação racial revela que em todas as origens de classe a renda dos filhos do grupo branco é maior. O prêmio de origem de classe vantajosa é maior para o grupo branco, assim como ônus de origem desvantajosa é maior para o grupo pardo e preto. As diferenças a favor do grupo branco são maiores em termos absolutos e relativos quando há vantagens de origens a transmitir.

A renda predita direta, com o controle da educação, representa a renda esperada quando se remove do efeito total a aquisição educacional por origem de classe e a mudança da renda sob o efeito da educação. Em um modelo de regressão, quando se controla uma vantagem, a renda predita da categoria diminui, e quando se controla uma desvantagem, a renda predita cresce. Como a origem de classe afeta a realização educacional, isto significa que do efeito total estão sendo removidas as vantagens e desvantagens educacionais, associadas à origem, que afetam a renda dos filhos. O efeito direto ou líquido da origem de classe representa a parte do efeito total que independe da educação e de seus efeitos na renda. O efeito direto, então, além de não ter a mesma força, não tem o mesmo sentido e direção, pois a implicação do controle da educação depende da origem de classe. A interpretação do montante ou da força do efeito direto deve ser, portanto, condicional à origem de classe. Nas origens no topo social e em empregado qualificado, o montante do efeito direto mostra que a mediação educacional não absorve ou esgota grande parte do potencial de vantagens dado pela origem. Nas origens em trabalhador típico e destituído, o montante do efeito direto revela, de forma contrafactual, qual seria a renda esperada, dado o valor econômico da educação, se a origem não tolhesse ou rebaixasse a trajetória educacional dos filhos. A comparação entre os dois resultados opostos apresenta uma informação reveladora adicional. O resultado mostra ou ilustra de um modo simples que o processo global de mediação educacional, envolvendo tanto a distribuição da educação quanto o valor econômico da educação, no agregado das coortes, mesmo se ele fosse neutro nas suas conexões com a origem e o destino social, não seria suficiente para equiparar a renda dos filhos procedentes de origens de classe marcadamente desiguais. Ao remover a vantagem educacional da origem no topo social e a desvantagem educacional do trabalhador típico, assim como o valor econômico médio da educação para cada origem, no agregado das coortes, ainda assim a renda do filho de origem privilegiada seria 45% superior no grupo branco, e 33% a mais no grupo pardo e preto. Além disso, o privilégio de origem, sem depender do papel da educação, gera benefícios distintos a depender do grupo racial, como o registro demonstra.

O contraste entre efeito total e efeito direto tem uma importância teórica e empírica especial. Representa um primeiro teste, ao nível agregado, da capacidade ou não da educação de reduzir a força autônoma do condicionamento de origem. Na origem no topo social, no grupo pardo e preto, o efeito direto corresponde a 78,3% do efeito total, e em empregado qualificado, a 89,1%. No grupo branco o efeito é

claramente majoritário, respectivamente de 59,8% e 70,2%. Existe uma força da origem de classe que se impõe em ambos os grupos raciais. O fato de o efeito direto ser menos forte no grupo branco indica que nele a mediação educacional, embora não seja majoritária, é mais importante. A menor vantagem educacional do grupo pardo e preto nestas duas origens talvez explique o padrão encontrado. Tendo vantagem de origem, ainda assim ele pode contar menos com a mediação educacional, pois os filhos convertem menos a vantagem de origem em realização educacional. Este mesmo processo contribui simultaneamente para que a renda predita total seja menor. Este padrão está sendo observado ao nível agregado de todas as coortes. Mudanças temporais na sucessão das coortes vão ser tratadas mais adiante.

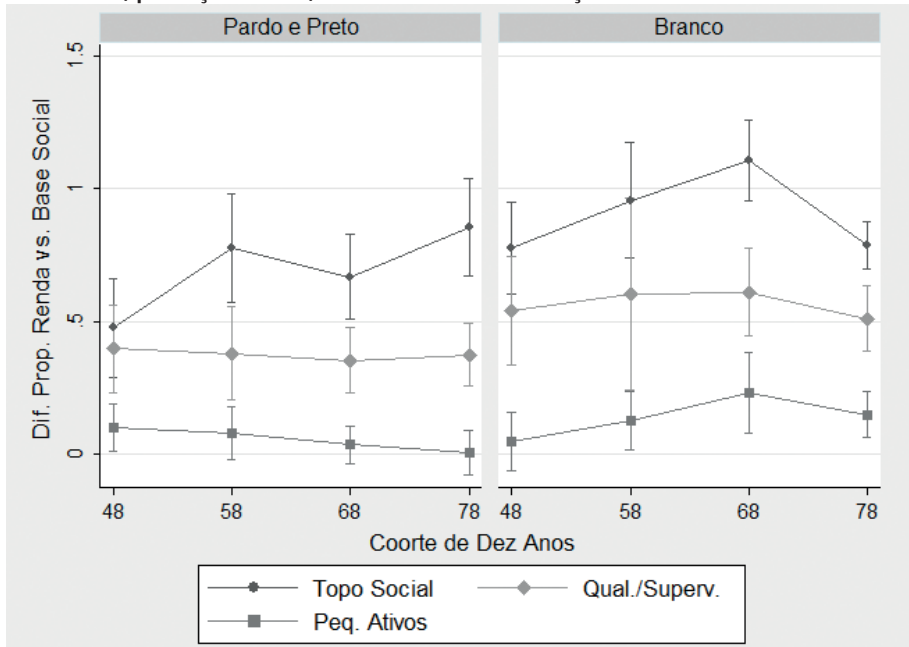
Nas demais origens de classe o efeito total é suplantado pelo efeito direto ou fica bem próximo dele. O resultado observado representa o desdobramento de um processo de “mediação negativa” ou “mediação às avessas” da educação, como foi chamado em trabalhos anteriores (Figueiredo Santos, 2019; 2020). O resultado observado reflete então, em particular, a desvantagem na aquisição da educação, vindo de origens abaixo do topo social e de empregado qualificado, além de alguma desvantagem adicional na conversão da educação em melhor renda para os filhos. Parece revelador o fato de esta “mediação negativa” ser mais acentuada no grupo pardo e preto. O grupo tem mais a perder da mediação educacional. Teria, então, simetricamente, mais a compensar em uma remoção desta desigualdade educacional. Entretanto, ao se compararem os valores absolutos da renda predita, vê-se que, ainda assim, eles ficam abaixo do grupo branco se fosse suprimida a discrepância educacional.

Questão 2: Tem persistido ou se alterado, na sucessão das coortes, a associação total e a associação direta entre origem de classe e recompensas de renda dos filhos condicionais ao grupo racial?

Nas estimativas de mudanças do efeito total (gráfico 1) foram introduzidas interações entre origem de classe, coorte e raça. No efeito de origem o contraste é feito com a base social formada pela agregação de trabalhador típico e destituído. A comparação é amplamente representativa por ser composta dos dois agrupamentos de maior peso demográfico, tanto na origem quanto no destino, além de abarcar trabalhadores em melhores circunstâncias na origem.

GRÁFICO 1

Diferença proporcional de renda (efeito total) da origem de classe em relação à base social, por raça e coorte, com intervalo de confiança de 95%



Fonte: Microdados da PNAD 2014.

Elaboração do autor.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

No grupo branco, a vantagem da origem no topo social cresceu nas coortes intermediárias e revela uma equiparação entre a primeira e a última coorte. O grupo pardo e preto revela uma tendência ascendente, em parte, decorrente do patamar inferior em que se encontrava na primeira coorte. Para os dois grupos, então, não se coloca uma tendência de enfraquecimento do efeito total da origem.

Na comparação racial, a vantagem do grupo branco com origem no topo social atinge o seu ponto máximo na penúltima coorte, porém o grupo pardo e preto passa a ostentar na coorte mais recente uma pequena vantagem racial sem significância estatística. Não é certo, então, que ainda persista uma diferença entre ambos, partindo-se desta origem privilegiada. As diferenças raciais consideradas são diferenças de segunda ordem, ou seja, relativas às diferenças de primeira ordem entre a origem de classe assinalada (topo social) e a origem na categoria de referência no contraste (agregado de origem em trabalhador típico e destituído). Estão sendo observadas basicamente se existem diferenças raciais nas desigualdades de origem de classe social. Existem diferenças raciais de primeira ordem em todas as origens de classe, como mostrou a tabela 1.

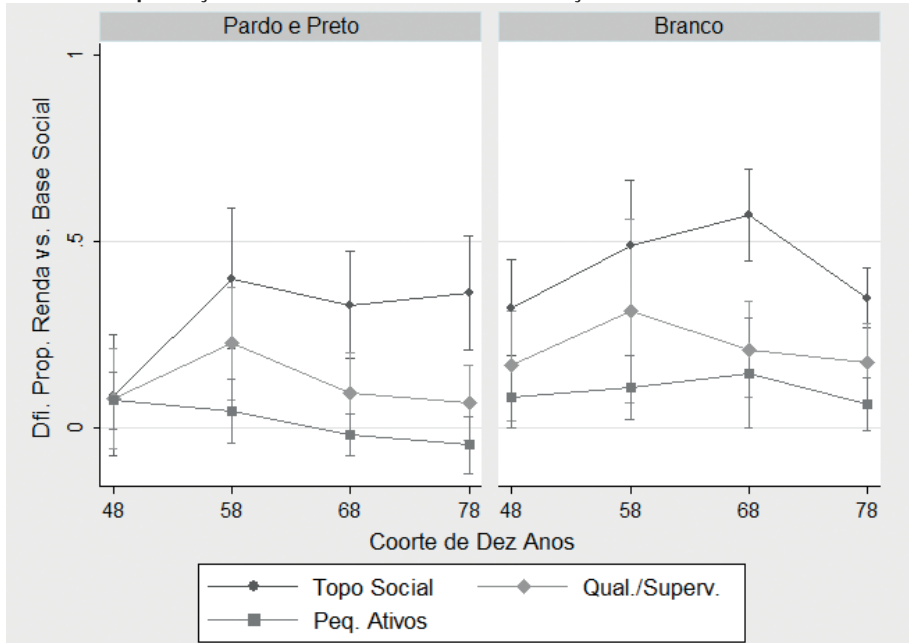
Na origem de empregado qualificado existe uma estabilidade na vantagem de origem de classe no curso do tempo, compartilhada pelos dois grupos raciais. Esta estabilidade teria beneficiado mais o grupo branco no curso do tempo. Na coorte mais recente a diferença a favor do grupo branco, de 0,137, não se mostra estatisticamente significativa ($p = 0,113$), mas o intervalo de confiança se inclina expressivamente no sentido positivo.

Na origem de pequenos ativos o grupo branco mostra vantagens pontuais em três coortes, exceto na primeira, que persistem até a coorte mais recente. No grupo pardo e preto inexistem vantagens pontuais em três coortes, exceto na primeira, situação que se mantém inalterada no curso do tempo. Como consequência, a vantagem de origem de classe do grupo branco prevalece sobre o pardo e preto a partir da segunda coorte.

As discrepâncias de origem de classe condicionais à raça podem estar sendo influenciadas pelo controle da UF em que o filho morava. Estimativa especial à parte, sem o controle desta variável, mostra que na origem em empregado qualificado existe uma vantagem proporcional a favor do branco de 0,191, e na origem em pequenos ativos, de 0,196. Na origem no topo, a pequena vantagem do grupo pardo e preto continua sem significância estatística. Existe uma associação ou continuidade temporal entre a localização territorial passada e posterior ao ingresso na atividade de trabalho. Os dados mostram de fato que 86% dos filhos da amostra analítica moram na UF em que moravam aos 15 anos de idade. Existe um padrão histórico de distribuição geográfica desigual dos grupos raciais no Brasil, que contribui de forma significativa para a desigualdade racial, vinculada à geografia pregressa da escravidão, à migração europeia e à história reprodutiva da população (Hasenbalg, Silva e Lima, 1999). Região representa um importante fator interveniente na desigualdade racial no Brasil, devido em particular à concentração dos pardos, de enorme importância demográfica, nos estados menos desenvolvidos e nas regiões rurais, e a concentração dos brancos nas regiões mais desenvolvidas, com reflexos nas rendas médias dos grupos raciais. No Brasil grande parte da distância racial de renda se mostra intermediada pela condição de classe, educação e região geográfica (Figueiredo Santos, 2005b). Embora a estimativa do efeito independente e intrínseco de raça na trajetória social – como algo distinto da situação pregressa, anterior ao ingresso no mercado de trabalho – coloque a pertinência do controle como orientação geral, existe no Brasil uma conexão histórica entre raça e distribuição no território, que deve ser ponderada. O controle da UF faz com que a situação do grupo pardo e preto pareça melhor, assim como a do branco pareça pior, do que seriam considerando-se a desigualdade racial de base territorial.

GRÁFICO 2

Diferença proporcional de renda (efeito direto) da origem de classe em relação à base social, por raça e coorte, com intervalo de confiança de 95%



Fonte: Microdados da PNAD 2014.

Elaboração do autor.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Nas estimativas de mudanças do efeito direto, foram introduzidas interações entre origem de classe, coorte e raça. O gráfico 2 revela a discrepância racial no efeito direto da origem após controlar a realização educacional dos filhos. Como visto antes, a mediação educacional não tem o mesmo sentido e implicação nas diversas origens. Nas origens no topo social e em empregado qualificado, a educação representa um transmissor de vantagens de origem e este processo é mais forte no grupo branco. Por outro lado, no grupo pardo e preto se acentua a mediação educacional negativa típica das categorias de pequenos ativos, trabalhador e desituído, o que faz com que o efeito direto suplante o efeito total. Nas origens em que as estimativas removem a influência da desvantagem educacional, amplifica-se automaticamente o efeito direto de origem. Isto afeta mais o grupo pardo e preto, com maior desvantagem educacional.

No grupo branco, o efeito direto da origem no topo social pouco se altera entre a primeira e a última coorte. Nas coortes intermediárias, com ênfase na penúltima coorte, ele tinha ficado mais forte. Esta origem mantém a sua vantagem

praticamente intocada. No grupo pardo e preto, um fato marcante é a ausência de diferença de origem de classe no efeito direto na primeira coorte. Em função deste patamar inicial rebaixado, a alteração entre a primeira e a última coorte fica marcante e estatisticamente significativa. A diferença pequena no efeito total na primeira coorte seria, então, toda mediada pela educação. Esta situação se altera a partir da segunda coorte, quando o efeito direto fica menos distanciado do padrão do grupo branco. A vantagem do grupo branco atinge o seu ponto máximo na penúltima coorte. Entretanto, na mudança para a última coorte, ocorre queda marcante no grupo branco, o que faz com que a diferença entre o grupo branco e o pardo e preto se torne pequena e incerta.

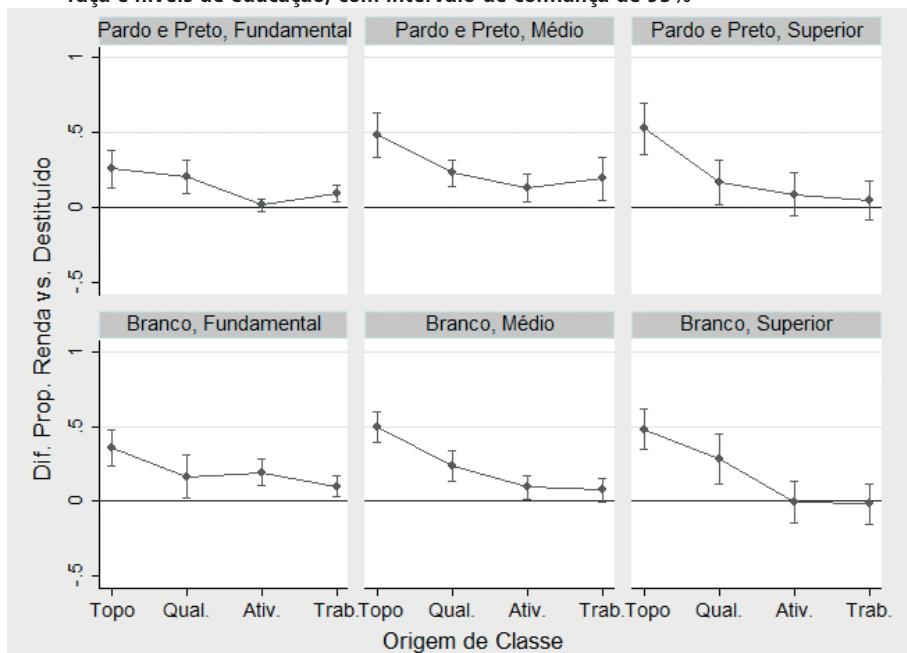
Na origem de empregado qualificado no grupo branco, mantém-se, no curso do tempo, uma vantagem de origem, com flutuações para mais nas coortes intermediárias. No grupo pardo e preto, inexistem diferenças de origem estatisticamente significativas na primeira e última coorte. Isto significa que as diferenças apreciáveis registradas no efeito total são claramente mediadas pela educação. O efeito direto de origem do grupo branco se sobrepõe ao registrado no grupo pardo e preto na última coorte. Embora esta diferença (0,106) não se mostre estatisticamente significativa ($p = 0,154$), o intervalo de confiança pende claramente na direção do valor positivo. Sem o controle da UF, a diferença aumenta (0,150) e praticamente adquire significância estatística ($p = 0,054$).

Na origem de pequenos ativos no grupo branco, as vantagens são reduzidas, e em três coortes ficam perto, para mais, do limite da significância estatística convencional. Os efeitos totais positivos em três das quatro coortes, mostrados no gráfico 1, revelam-se dependentes da mediação educacional. No grupo pardo e preto, a diferença no efeito direto desaparece a partir da segunda coorte, sendo que o próprio efeito total é também inconsistente. O processo constatado independe do papel da educação, que está sendo estatisticamente controlada. Somente o grupo branco, então, parece sustentar certa vantagem direta de origem.

Questão 3: O efeito da origem de classe na renda dos filhos, condicional ao grupo racial, é minimizado ao nível da educação superior completa, e existem variações raciais ponderáveis nesta relação?

GRÁFICO 3

Diferença proporcional de renda da origem de classe em relação ao destituído, por raça e níveis de educação, com intervalo de confiança de 95%



Fonte: Microdados da PNAD 2014.

Elaboração do autor.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O gráfico 3 mostra as discrepâncias de origem de classe condicionais ao nível educacional e ao grupo racial que emergem das interações entre estas variáveis. A posse de curso superior completo está associada a vantagens mais elevadas para quem tem origem no topo social, em relação à base destituída, para os dois grupos raciais. A vantagem desta origem é de 0,481 no grupo branco e de 0,528 no grupo pardo e preto. As diferenças de segunda ordem, nestas estimativas, representam as diferenças entre os grupos raciais e entre os níveis educacionais em relação às diferenças de primeira ordem de origem de classe. Ocorre, na origem no topo social com educação superior, uma pequena diferença a favor do grupo pardo e preto, que não é estatisticamente significativa, em um resultado que independe do controle ou não da UF. No grupo pardo e preto, a diferença entre superior completo *versus* fundamental nas diferenças de origem de classe é estatisticamente significativa. No grupo branco, esta mesma diferença, embora seja apreciável (0,127), não é significativa ($p = 0,157$). Nos dois grupos raciais, a educação superior completa não representa uma força equalizadora do efeito da origem privilegiada.

A observação do que ocorre com o efeito da origem de classe no nível fundamental presta-se a aferir a ocorrência de vantagem compensatória. A noção de “vantagem compensatória” destaca a capacidade da origem privilegiada de afetar o destino quando a mediação educacional fracassa (Bernardi e Ballarino, 2016). As estimativas pontuais demonstram que a origem no topo social protege a renda de quem fracassa na aquisição educacional vindo desta origem. A vantagem de origem de classe neste nível educacional é de 0,354 no grupo branco e de 0,258 no grupo pardo e preto. Esta diferença de segunda ordem a favor do branco (0,096), no entanto, não adquire significância estatística ($p = 0,271$). A força da vantagem compensatória no grupo branco, por outro lado, parece fazer com que as diferenças de segunda ordem entre níveis educacionais percam significância estatística. Assim como aconteceu no contraste com o superior completo, a diferença entre médio completo e fundamental (0,140) não atinge significância estatística convencional ($p = 0,076$). O efeito da origem privilegiada parece equiparar o efeito da educação no grupo branco, ou seja, ocorreria o inverso da tese da equalização da educação sobre a origem. No grupo pardo e preto, as diferenças educacionais ficam basicamente aproximadas.

Na origem de empregado qualificado, a discrepância de origem de classe, em quem possui educação superior, é maior no grupo branco (0,287) e menor no grupo pardo e preto (0,165). As diferenças entre níveis educacionais favorecem o superior completo no grupo branco e o nível fundamental no grupo pardo e preto. Estas diferenças de segunda ordem ao nível de raça e educação, no entanto, não são estatisticamente significativas. Os efeitos de origem estão relativamente próximos ou indistintos entre os diferentes níveis educacionais em ambos os grupos raciais. A educação superior não se releva uma força equalizadora da desigualdade de origem.

Na origem de pequenos ativos, as diferenças de classe desaparecem em quem adquire superior completo nos dois grupos raciais. Por outro lado, as diferenças de classe são mais fortes no grupo branco com educação fundamental (0,193) e no grupo pardo e preto com educação média (0,130). A equalização da educação superior ocorre basicamente quando as diferenças de origem são menores.

Na origem de trabalhador típico, a educação superior remove também as diferenças mais modestas de origem de classe. Por outro lado, as diferenças de classe são mais fortes no grupo branco com educação fundamental (0,101) e no grupo pardo e preto com educação média (0,193). Como regra, o efeito de origem persiste em um contexto de equalização educacional abaixo do superior completo, ou seja, em níveis educacionais mais acessíveis a partir destas origens contrastadas. Isto significa que na grande maioria das situações – com enorme impacto populacional, mesmo quando as diferenças de origem de classe são menores – os níveis educacionais mais frequentemente atingidos são inefcazes em promover equalização.

O que foi observado ao nível do curso superior completo, no agregado das coortes, pode ter sido alterado na última coorte. Estimativa especial à parte para a coorte mais recente mostra que, no grupo branco, a vantagem da origem no topo social, em relação ao destituído, é maior no nível médio (0,513), seguido pelo superior completo (0,458) e o fundamental (0,358). As diferenças pontuais são pronunciadas e estatisticamente significativas, porém as diferenças de segunda ordem entre elas não são. Na coorte mais recente, a educação superior completa não anula nem reduz o efeito da origem. Quando se vem de origem privilegiada, mantém-se uma inegável vantagem compensatória de quem obtém uma realização educacional mais baixa.

No grupo pardo e preto, a vantagem da origem no topo social, em relação ao destituído, é maior no superior completo (0,594), seguido pelo médio completo (0,443) e o fundamental completo (0,298). Os efeitos pontuais são fortes e estatisticamente significativos. Entretanto, as diferenças de segunda ordem entre grupos raciais e níveis educacionais no mesmo grupo racial não são estatisticamente significativas. A diferença de efeitos entre educação superior e fundamental é mais alta (0,296) e fica menos distante da significância estatística convencional ($p = 0,093$). No grupo pardo e preto também não existe suporte para a ideia de neutralização do condicionamento de origem, e existe evidência de vantagem compensatória.

Questão 4: Os retornos econômicos da educação, condicionais ao grupo racial, têm aumentado ou diminuído no tempo, e estes processos têm variado nas interações com origem de classe?

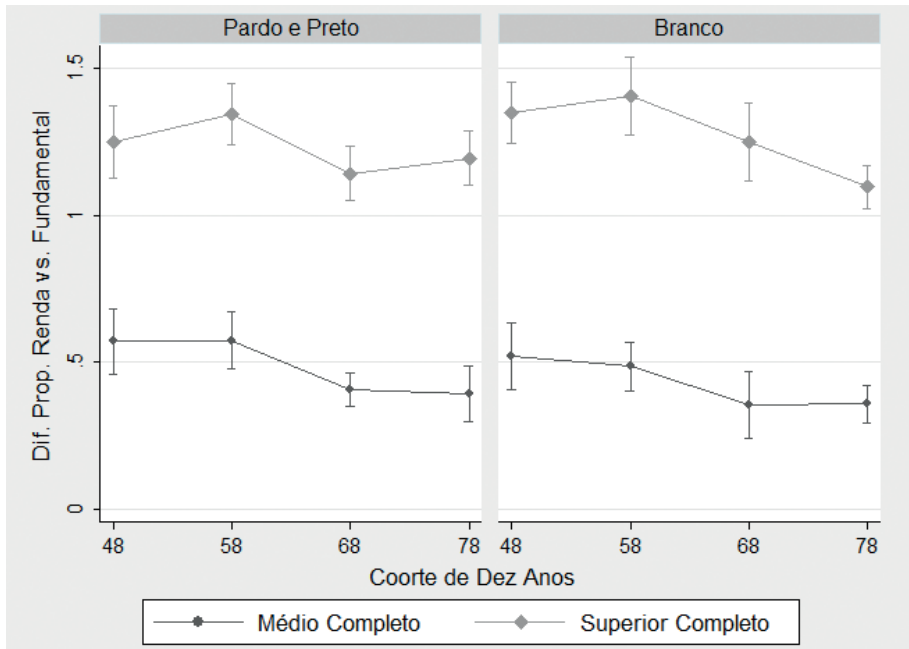
Os retornos econômicos da educação estão sendo estimados no gráfico 4 ao nível do superior completo e do médio completo, em relação ao fundamental completo. No modelo estatístico, foram introduzidas interações entre coorte, educação e raça. A origem de classe foi adicionada como controle para dissociar os retornos da educação do efeito de origem. Todas as estimativas pontuais são estatisticamente significativas.

Como mostra o desenho do gráfico, os contrastes nos retornos educacionais estão sendo feitos em separado para cada grupo racial, ou seja, representam discrepâncias entre os pares do grupo racial. O fato de os retornos da educação superior completa serem maiores em um grupo quer dizer que as discrepâncias entre níveis educacionais são maiores nele. Em geral, as rendas médias previstas são maiores no grupo branco nos diferentes níveis educacionais. Os retornos da educação por grupo social, no entanto, como sinaliza a expressão, dizem respeito mais ao fato de a recompensa ou prêmio de ter mais educação ser maior ou menor no grupo. Os retornos da educação representam importantes fatores *transmissores* das desigualdades socioeconômicas entre gerações.

A vantagem do nível educacional mais elevado é relativamente próxima entre o grupo branco e o grupo pardo e preto, mas varia de coorte para coorte, de modo que a diferença se alterna para mais ou menos a favor de um grupo. Em ambos os grupos, a vantagem na última coorte é menor do que na primeira coorte. A tendência temporal de queda vem desde a coorte de 1968-1977. A redução na vantagem da educação média tem significância estatística e patamar praticamente equivalente para os dois grupos. A queda da vantagem do superior completo (-0,255) na sucessão das coortes é mais forte e mostra significância estatística somente para o grupo branco.

GRÁFICO 4

Diferença proporcional de renda em relação do fundamental completo, por raça e coorte, com intervalo de confiança de 95%



Fonte: Microdados da PNAD 2014.
Elaboração do autor.

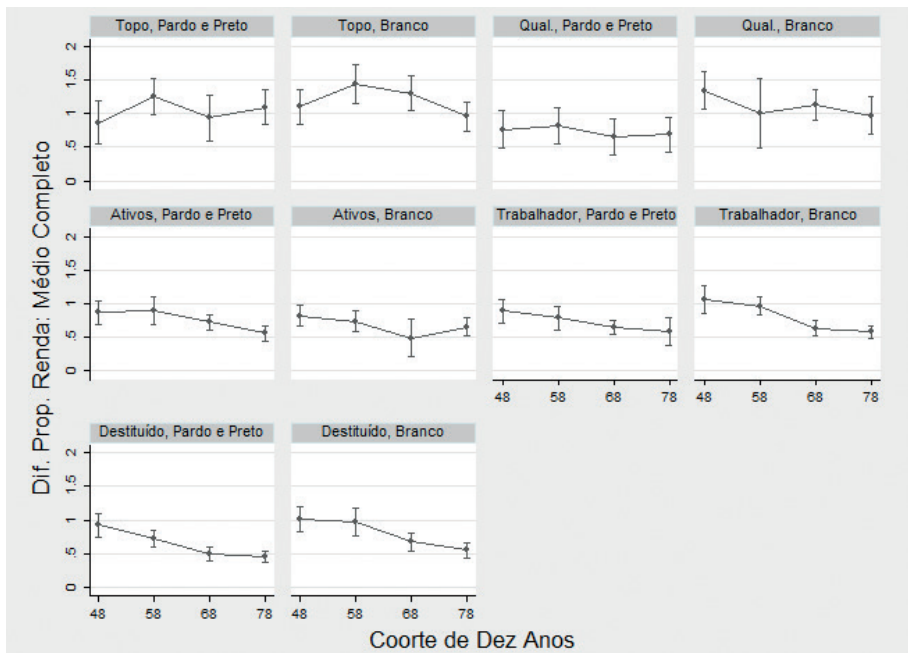
Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Os retornos da educação superior na coorte mais recente mostram uma diferença a favor do grupo pardo e preto, de nível relevante (0,098), que estaria perto de atingir significância estatística convencional ($p = 0,089$). Na primeira coorte, a diferença estava em um nível similar (0,102), embora a favor do grupo branco e mais distante da significância estatística ($p = 0,205$), provavelmente devido ao menor número de casos da primeira coorte. Isto significa que as flutuações nos

efeitos não mudaram muito o quadro do passado de aparente equivalência nos padrões de retornos dentro de cada grupo. Os resultados encontrados não são afetados quando se retiram os controles da UF e da origem de classe. Os retornos da educação superior completa continuam elevados para os dois grupos em comparação aos demais níveis.

GRÁFICO 5

Diferença proporcional de renda a favor do médio completo ou mais, versus nível inferior, por origem de classe, raça e coorte, com intervalo de confiança de 95%



Fonte: Microdados da PNAD 2014.

Elaboração do autor.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

As interações entre origem de classe e raça representam o interesse e a orientação central do estudo. Os padrões de retornos da educação, entre os grupos raciais, ao nível geral ou médio, podem encobrir ou ofuscar diferenças ou variações importantes que dependem da origem de classe. Foram introduzidas, como etapa analítica final, interações simultâneas de quatro níveis entre as variáveis de origem de classe, raça, educação e coorte. No gráfico 5, são estimados os retornos da educação

média completa ou mais em relação ao conjunto educacional inferior.⁴ Com este recorte educacional todas as estimativas pontuais são estatisticamente significativas. Os problemas de significância e precisão das estimativas naturalmente afetam com mais força as estimativas de diferenças ou mudanças temporais e entre situações. Em casos específicos, a serem ponderados, pode-se priorizar uma interpretação mais abrangente, sem se ficar restrito ao critério convencional de significância estatística (*p-value*). As diferenças de retornos da educação condicionais à origem de classe representam diferenças de *primeira ordem* entre níveis educacionais e, por sua vez, as diferenças raciais calculadas depois são *diferenças de segunda ordem*, ou seja, *diferenças entre diferenças*.

Ao se analisar uma variável, existe a distinção a ser considerada entre uma medida de diferença (ou mudança) absoluta e de diferença relativa. Uma mudança absoluta ignora o nível a partir do qual a mudança ocorre, ao passo que uma mudança relativa mede a mudança como uma proporção ou porcentagem a partir do nível inicial. Nas medidas absolutas, a diferença ou mudança de renda é tratada como um valor ou impacto aferido do mesmo modo em todos os níveis de renda. O uso, nesta investigação, da variável dependente renda em uma escala logarítmica representa um “meio efetivo de mensurar mudança relativa em uma variável” (Pampel, 2000, p. 74).⁵ A transformação logarítmica altera a posição relativa e o tamanho das distâncias – porém não o seu ordenamento – ao colocar todos os casos em uma escala similarmente significativa, como um foco em diferenças percentuais (*op. cit.*, p. 76). As diferenças ou mudanças relativas se tornam mais comparáveis entre grupos ou condições dadas, como as origens de classe, os grupos raciais e as coortes, já que não são afetadas pelo valor absoluto de partida ou de base no processo de comparação. Neste sentido, as diferenças ou mudanças relativas podem ser vistas como mais adequadas para a abordagem das causas ou origens de um fenômeno (Shaw *et al.*, 2007).

Na origem no topo social os retornos da educação são marcantes para ambos os grupos, mas parecem estar em queda dentro do branco (-0,146) e em elevação dentro do pardo e preto (+0,230). Não são estatisticamente significativas, no entanto, estas mudanças entre a primeira e a última coorte, assim como o conseqüente retorno menor dentro do grupo branco na última coorte (-0,140), em comparação ao pardo e preto. Tudo indica que a ausência de significância estatística das alterações temporais reflita uma situação de insuficiência de casos.

4. Esta solução binária foi escolhida em função particularmente do uso destas quatro interações. Esta escolha não seria a opção mais satisfatória para analisar a origem no topo social, porém ocorre justamente que nesta origem mais seletiva, ao ser feito o cruzamento com raça, curso superior completo e coorte, o problema de insuficiência de casos ficaria ainda mais crítico na primeira coorte.

5. As estimativas de diferenças proporcionais, como ponderado na parte de métodos, foram aplicadas em todo o estudo, visando evitar que a comparação temporal na análise de coortes fosse distorcida em função dos perfis heterogêneos de idade-ganhos das coortes (Torche, 2015).

Em uma interpretação abrangente, talvez seja apropriado acolher esta tendência interna ao grupo pardo e preto, cujo grau de incerteza é compreensível. A ausência de significância estatística da diferença racial na última coorte, em que não existe insuficiência de casos, significa que os retornos dentro de cada grupo e entre os grupos são equivalentes.⁶

Ao se usar um recorte educacional mais ajustado à origem no topo social, em que o nível educacional adquirido pelos filhos é tipicamente mais elevado, em estimativa especial à parte, constata-se na coorte mais recente que os retornos da educação superior completa (*versus* demais níveis abaixo) atingem 1,13 no grupo pardo e preto, e 0,77 no grupo branco. Ocorre uma diferença expressiva (-0,363 em *log*; -30,4% na conversão), estatisticamente significativa ($p = 0,028$), de desvantagem do grupo branco nos retornos da educação quando ambos os grupos têm a mesma origem privilegiada.⁷ De um lado, ocorreu na mudança para a coorte mais recente uma alteração de 0,94 a 1,13, porém sem significância estatística, das diferenças de retornos dentro do grupo pardo e preto. De outro lado, tendo a mesma origem de classe, ocorreu no grupo branco uma forte contração de 1,07 a 0,77 (-0,30; $p = 0,024$) das discrepâncias entre os retornos educacionais na mesma mudança de coorte.⁸ O resultado não é afetado pela ausência de controle estatístico da UF onde o filho morava antes de ingressar no mercado de trabalho, embora este fator esteja fortemente associado à moradia mais recente (-0,364; $p = 0,024$). Por outro lado, as estimativas de diferenças absolutas em reais mostram que o grupo pardo e preto obtém um retorno da educação superior de R\$ 3.507, e o grupo branco, de R\$ 2.527, em relação ao nível educacional abaixo ($p = 0,000$). Existe uma forte *diferença entre as diferenças* desfavorável ao grupo branco (- R\$ 980 ou -27,9%), porém que se mostra incerta no critério de significância estatística ($p = 0,137$). Um padrão aproximado ocorre na estimativa sem o controle da UF (-633; $p = 0,308$).

6. Na origem no topo social a alteração positiva do efeito no grupo pardo e preto foi ponderável (0,230). Entretanto, existem na amostra analítica somente 62 casos de pardos e pretos com origem no topo social e educação média ou superior na primeira coorte. Este problema não ocorre na última coorte, pois estes somam 260 casos, mas afeta naturalmente a significância estatística da estimativa da *mudança* do efeito entre estas coortes. Por esta razão foi possível, para a origem no topo, fazer uma estimativa especial com o recorte na educação superior completa para a última corte. Na origem de empregado qualificado a diferença entre os efeitos é mais forte (-0,374), e o intervalo de confiança tem elevada inclinação negativa (-0,777 a 0,029). A diferença está sendo considerada significativa, embora o *p-value* registre 0,069.

7. Como o conceito de mudança percentual requer a especificação de um grupo de referência, quando a variável é categórica a reversão da referência na codificação binária faz com que o coeficiente mude de sinal e a mudança percentual se transforme no seu recíproco (Hao e Naiman, 2007, p. 78). Uma vantagem do grupo pardo e preto de +0,363 em *log* equivale a uma diferença percentual de +43,7% em relação ao grupo branco, aplicando-se a fórmula de conversão.

8. Ao aplicar o mesmo critério usado no gráfico 4 na origem no topo social, o retorno de renda do superior completo *versus* fundamental completo (inclusive médio incompleto) cai de 1,54 para 1,20 no grupo branco, e aumenta de 1,31 para 1,48 para o pardo e preto na mudança para a coorte mais recente. A diferença de segunda ordem a favor do grupo pardo e preto é de 0,28, porém sem significância estatística ($p = 0,128$), em função provavelmente do número insuficiente de casos na categoria fundamental completo nas coortes de 1968 e 1978 (64 e 46 casos no grupo branco; 83 e 68 no grupo pardo e preto).

As estimativas em diferenças proporcionais e absolutas foram baseadas no mesmo modelo, com as mesmas especificações, referido na parte de métodos, de modo que uma discrepância entre as estimativas decorre do processo de pós-estimação (comando *margins*) usado para calcular a diferença proporcional (*eydx*) e a diferença absoluta (*dydx*). O modelo linear generalizado com uma função de ligação logarítmica, usado nas estimativas, por sua vez, tem a vantagem de gerar valores preditos nos níveis reais antes da aplicação da função de ligação, ou seja, o modelo evita qualquer viés de transformação (Baum e Hurn, 2021). Isto significa que as discrepâncias encontradas nos resultados decorreriam puramente do fato de uma medida expressar uma mudança relativa, e a outra, uma mudança absoluta.

Embora a escala logarítmica seja usada para obter um melhor ajuste aos dados e as estimativas interpretadas em termos relativos, ao contrair mais fortemente os valores mais altos da distribuição, a escala diminui artificialmente a aparência da desigualdade. Além disso, a função linear de uma variável em logaritmo altera a distribuição do termo de erro, já que multiplicação na escala original vira adição na escala logarítmica (Hao e Naiman, 2007, p. 78-79). Entretanto, no caso em questão, são estimados retornos da educação superior completa para a origem no topo social, em que os valores são tipicamente mais altos para ambos os grupos raciais e, como foi visto, ambas as medidas proporcionais e em valores originais mostram de forma convergente uma forte discrepância de segunda ordem desfavorável ao grupo branco ou favorável ao grupo pardo e preto.

Os retornos da educação superior completa *versus* abaixo (diferença de primeira ordem) de ambos os grupos raciais são fortes e as estimativas são bastante precisas. As estimativas proporcionais e absolutas não diferem na dimensão e na direção do efeito, ou seja, as discrepâncias entre as estimativas dizem respeito basicamente a um problema de precisão e significância estatística. Parece revelador o fato de o problema com a significância estatística ocorrer somente na pós-estimação, ao recolocar os valores preditos na escala absoluta em reais e estimar a diferença e o erro padrão para esta escala, já que ambas as estimativas foram feitas com o mesmo modelo, com as mesmas especificações.⁹ Existe uma ampla literatura crítica ao uso da significância estatística como critério maior ou exclusivo de validação estatística das estimativas. Significância estatística não equivale a uma medida da importância de um resultado – tomada isoladamente, oferece informação limitada sobre a própria hipótese nula e não substitui o entendimento contextual, lógico e quantitativo dos dados (Wasserstein e

9. Uma questão de fundo seria entender a implicação do uso de medidas absolutas, em particular para a estimativa de uma diferença de segunda ordem, ou seja, uma diferença entre diferenças, já que as estimativas de retornos dos dois grupos são expressivas, precisas e sem nenhum problema de significância estatística ($p = 0,000$). Na medida em que o efeito seja forte e não exista insuficiência de casos, parece razoável supor que as rendas em valores absolutos apresentem maior variabilidade (em particular nos níveis maiores de renda), o que pode afetar o erro-padrão e a significância estatística. Este problema de variabilidade poderia se agravar por estar sendo feita uma estimativa de diferença entre diferenças com os respectivos níveis de variabilidade subjacentes às diferenças.

Lazar, 2016; Senn, 2018). A análise atenta à dimensão do efeito seria um contrapeso às incertezas e às limitações em contextualização do parâmetro de significância estatística (Betensky, 2019; Amrhein, Greenland e McShane, 2019).¹⁰ Em termos substantivos e estatísticos, a evidência marcante é a *dimensão e direção* do efeito, que é *convergente* em ambas as estimativas e mostra que, na origem no topo social, os retornos da educação superior são favoráveis ao grupo pardo e preto na coorte mais recente.

As análises de diferenças associadas às demais origens de classe vão considerar somente o recorte educacional de educação média completa ou mais usado no gráfico 5. Na origem de empregado qualificado, ocorreu uma queda forte dos retornos da educação média completa ou mais no grupo branco (-0,374; $p = 0,069$), que foi julgada significativa. No grupo pardo e preto, a alteração foi bem pequena e sem significância estatística. Na última coorte, o grupo branco mantém uma diferença apreciável de 0,282, porém sem atingir significância estatística convencional ($p = 0,153$). A ausência de controle da UF afeta pouco os resultados.

Na origem de pequenos ativos, a situação se inverte, pois ocorreu queda forte no grupo pardo e preto (-0,310), com significância estatística, e alteração negativa ponderável (-0,169) no grupo branco, porém sem significância estatística convencional ($p = 0,099$), que não pode ser atribuída à insuficiência de casos. Na coorte mais recente a vantagem do grupo branco, de nível relevante, não atinge significância estatística (0,097; $p = 0,274$), o que independente da retirada de controle da UF (0,124; $p = 0,197$).

Na origem de trabalhador típico, entre a primeira e a última coorte, ocorre queda forte dos retornos da educação média completa ou mais no grupo branco (-0,481) e redução marcante no grupo pardo e preto (-0,303), ambas com significância estatística. A retirada, no modelo, do controle da UF em que o filho morava aos 15 anos faz com que a redução temporal perca significância no grupo pardo e preto (-0,205; $p = 0,196$). Isto sinaliza que o resultado original dependia da distribuição e do efeito territorial, cuja combinação seria desfavorável ao grupo pardo e preto. Na última coorte, a diferença racial entre os retornos praticamente desaparece, já que é ínfima e sem significância estatística com ou sem controle da UF. Na origem de destituído, a tendência descendente, entre estas coortes, foi forte no grupo branco (-0,472) e no pardo e preto (-0,468), sendo ambas igualmente significativas. O retorno da educação era bem maior para ambos os grupos na primeira coorte e a diferença entre eles era pequena. Na coorte mais recente, ocorre uma diferença de nível relevante a favor do grupo branco, porém incerta no critério de significância estatística (0,094; $p = 0,167$), mesmo sem o controle da UF (0,098; $p = 0,171$).

10. Statalist: The Stata Forum. Postagens de Clyde Schechter em: <https://www.statalist.org/forums/forum/general-stata-discussion/general/1606899>.

As estimativas de diferenças absolutas nos retornos da educação média completa ou mais, na coorte mais recente, são apresentadas aqui de modo sintético, tendo em vista as variações nos resultados em comparação às diferenças proporcionais. Na coorte mais recente, as estimativas de retornos da educação média ou mais mostram vantagens a favor do grupo branco nas origens de empregado qualificado (780; $p = 0,007$), de pequenos ativos (364; $p = 0,010$) e de posição destituída (228; $p = 0,015$). Na origem de trabalhador típico, a vantagem do branco, além de menor, não tem significância estatística (83; $p = 0,678$). Na origem no topo social, neste recorte inadequado ao nível educacional típico do grupo, a pequena diferença racial desfavorável ao grupo branco fica incerta (-67; $p = 0,876$). Sem controle estatístico da UF de moradia antes de ingressar no mercado de trabalho, por sua vez, na coorte mais recente as estimativas de retornos da educação média ou mais mostram vantagens a favor do branco nas origens de empregado qualificado (946; $p = 0,001$), de pequenos ativos (526; $p = 0,001$) e de posição destituída (301; $p = 0,003$). Na origem de trabalhador típico, a vantagem do branco aumenta sem atingir significância estatística (132; $p = 0,556$). Na origem no topo social, a diferença racial fica favorável ao grupo branco, porém se mostra incerta neste recorte educacional (270; $p = 0,507$). Ao confrontar as diferenças proporcionais e as absolutas, em uma ponderação conclusiva, os resultados sugerem a vigência, na coorte mais recente, de vantagens de retornos da educação para o grupo branco nas origens de empregado qualificado, de pequenos ativos e de destituído. A avaliação da questão enfatiza a convergência em direção e dimensão dos efeitos observados em ambos os critérios.

O fato de os retornos da educação serem maiores em um grupo diferenciado por origem de classe e raça tem uma dupla implicação. No plano interno, representa uma ampliação das discrepâncias baseadas em educação. Os níveis menores de educação valem menos e/ou os níveis maiores valem mais. No plano externo da competição entre os grupos, permitiria compensar uma desvantagem de origem e/ou de raça. Em circunstância diversa, permitiria garantir e mesmo impulsionar uma vantagem de origem e/ou de raça. Equiparações dos retornos da educação condicionais à origem de classe entre os grupos raciais seriam sugestivas de uma convergência ensejada ou estimulada pelas interações entre os fatores influentes.

Como os retornos são condicionais à educação adquirida, os benefícios dos retornos podem ser colhidos seja por um grupo proporcionalmente mais restrito entre quem tem desvantagens de origem, seja por um grupo proporcionalmente mais amplo entre os que têm vantagens de origem. Entretanto, na medida em que muitas pessoas vêm de origens desvantajosas, neste caso, o contingente populacional absoluto envolvido pode ser apreciável. No tocante aos desdobramentos esperados, na medida em que os retornos estiverem em queda entre as coortes ou em uma coorte, os efeitos dos processos podem ser maiores ou menores em função da dimensão absoluta e/ou relativa da queda em cada grupo.

5 CONCLUSÃO

No desenho da investigação de mobilidade social foram usados controles básicos de variáveis antecedentes à inserção econômica e que não seriam decorrentes da origem social. Os resultados observados no destino social expressam ou captam o amplo complexo de fatores, não controlados ou não observáveis, formado por nexos diretos e indiretos que estão associados ou decorrem da origem de classe. Os estudos de mobilidade social geralmente têm como escopo o estabelecimento de generalizações empíricas. A tarefa de descrição em seu sentido pleno ou forte envolve um ato inferencial, quando se vai do que se sabe para o que ainda não se sabe sobre a realidade existente, ou, então, não está claramente estabelecido (Gerring, 2012, p. 108).

A origem social é fator claramente antecedente na provável cadeia causal que se liga ao destino dos filhos. Tendo sido a origem conceituada e mensurada em termos de ativos econômicos controlados, os padrões de associação encontrados estariam, em maior ou menor medida, concatenados às características deste delineamento da origem. Os efeitos da origem social e os retornos educacionais, as interações entre os fatores e as variações por raça, no entanto, poderiam ser interpretados de diferentes maneiras em termos causais. Fazer interpretações causais *ad hoc* de regularidades empíricas, mesmo que firmemente estabelecidas, poderia padecer em maior ou menor grau de limitações comuns a este tipo de exercício. Desembaralhar em termos causais interpretações plausíveis ou alternativas exigiria testar mecanismos específicos subjacentes às relações e interações entre as variáveis (Fiel, 2020, p. 355).

A associação total entre origem de classe e recompensas de renda dos filhos, no agregado das coortes, mostra-se ordenada de modo marcante por origem de classe em ambos os grupos raciais. A principal discrepância racial neste padrão de classe diz respeito ao grau do efeito em decorrência das interações entre origem e raça. As vantagens de origem ensejam mais benefícios para o grupo branco e as desvantagens de origens geram mais ônus para o grupo pardo e preto. O efeito direto da origem no topo social e em empregado qualificado impõe a sua força autônoma no âmbito do efeito total. Nas demais origens de classe, em particular no grupo pardo e preto, a mediação educacional é desfavorável ou claramente negativa, fazendo com que a renda esperada no efeito direto fique próxima ou maior do que no efeito total. As desigualdades do processo de mediação educacional, envolvendo a distribuição educacional e o valor da educação, mesmo se fossem suprimidas, deixariam ainda assim uma destacada vantagem de renda da origem privilegiada.

A associação total entre origem no topo social e renda dos filhos mostra uma vantagem máxima a favor do grupo branco na penúltima coorte, porém, na

passagem para a coorte mais recente, se torna incerta a diferença racial no contraste entre origem no topo social *versus* na base social. A associação direta entre origem no topo social e renda dos filhos, após o controle da educação, não sofre retração no curso do tempo em ambos os grupos raciais. Entretanto, na coorte mais recente fica igualmente incerta a diferença racial na vantagem da origem privilegiada. Uma evolução favorável para ambos os grupos raciais ocorre a partir da origem em empregado qualificado. A vantagem desta origem parece persistir de forma mais favorável ao grupo branco no curso do tempo. Na origem em pequenos ativos, somente o grupo branco sustenta uma vantagem direta de origem. Na interpretação desta evolução peculiar, levantou-se a hipótese de os ativos do grupo pardo e preto não serem de valor equivalente ao grupo branco no âmbito da mesma origem de classe. O componente territorial da desigualdade racial revela-se importante ao afetar o sentido ou a dimensão de diferentes resultados.

A análise da associação intergeracional por níveis de escolaridade mostra que a educação superior completa não age como uma força equalizadora do efeito da origem privilegiada. A força do efeito de origem no topo social é maior ou mais potencializada nos níveis médio e superior de escolaridade. A origem no topo social provê, além disso, uma vantagem compensatória ao proteger a renda de quem fracassa na escola. Estes padrões ocorrem em ambos os grupos raciais. Na origem de empregado qualificado, a discrepância de origem de classe ao nível da educação superior atinge maior grau dentro do grupo branco e menor dentro do pardo e preto. A equalização da educação superior ocorre somente quando as diferenças de origem são menores, pois representam contrastes em grupos abaixo do empregado qualificado. Nestes grupos o processo equalizador envolve uma proporção bem menor que logra atingir este nível educacional. Por outro lado, nas origens em pequenos ativos e trabalhador típico, os níveis educacionais mais frequentemente atingidos, abaixo do superior completo, são ineficazes em promover equalização, mesmo quando as diferenças de origem de classe são menores.

Os retornos de renda da educação representam uma dimensão crítica na transmissão intergeracional das desigualdades. Os retornos da educação média caíram igualmente para os dois grupos raciais. Na educação superior, a queda foi mais forte e certa para o grupo branco. Na coorte mais nova, em que ocorre o desaguadouro do processo, ocorre uma aparente equivalência racial nos retornos da educação superior ou média em relação à educação fundamental. O quadro mais próximo no tempo, no entanto, não difere de modo marcante do que existia na primeira coorte. Não se pode dizer com um grau aceitável de incerteza que tenham existido, na primeira coorte, ou passaram a existir, na última coorte, diferenças entre os grupos nos patamares de retornos da educação de cada grupo racial, ao nível agregado da média dos casos.

A evolução entre as coortes dos retornos da educação por origem de classe e raça corresponde ao desdobramento analítico final. Os resultados mostram que na origem no topo social e em empregado qualificado a evolução temporal dos retornos proporcionais da educação ocorreu de forma mais favorável ou menos desfavorável do que para a origem em trabalhador típico e destituído. Este processo se deu de forma variável por grupo racial. No grupo pardo e preto, a evolução na origem no topo social foi ascendente e em empregado qualificado foi menos descendente. Nas origens de trabalhador típico e de destruídos de recursos, ocorrem reduções marcantes nos retornos econômicos da educação média completa ou mais em ambos os grupos raciais.

Na coorte mais recente, as diferenças de retornos da educação superior completa para a origem no topo social favorecem o grupo pardo e preto em termos relativos e em termos absolutos. A dimensão e a convergência entre os efeitos estimados nas duas medidas foram destacadas na avaliação estatística. Esta parcela beneficiada do grupo pardo e preto que tem vantagens para transmitir aos filhos, no entanto, representa uma proporção menor ou um grupo mais seletivo devido às desigualdades dadas na distribuição de origem de classe e educação por raça. O padrão emergente de distância racial do prêmio da educação superior, por outro lado, se mostrou mais associado a uma diminuição das discrepâncias de retornos educacionais dentro do grupo branco. Quem vem de uma origem privilegiada no grupo pardo e preto, na comparação entre os pares, passou a ter mais a ganhar quando atinge a escolaridade superior completa e/ou menos a obter, ou mais a perder, se ficar com educação inferior. O inverso teria ocorrido no grupo branco de origem privilegiada, na média dos casos, na medida em que a educação superior garante menos ganhos e/ou a educação inferior oferece mais o que reter, ou menos o que perder, em termos proporcionais. Na origem no topo social, os retornos proporcionais da educação superior *versus* abaixo ficaram menos desiguais no interior do grupo branco.

Entre os controladores de ativos de capital e de terra, na medida em que os recursos produtivos dos pardos e pretos seriam de valor menor, assim como os meios educacionais disponíveis, em particular nas circunstâncias passadas, o condicionamento de origem ensejou um desempenho mais negativo para o grupo pardo e preto. Na base da estrutura social de origem, composta por trabalhador típico e agrupamento destituído, um constrangimento acentuado teria se imposto a ambos os grupos raciais nas trajetórias de decréscimos de retornos da educação entre as coortes. A origem de trabalhador típico, de grande peso populacional, registra na coorte mais recente diferenças relativas e absolutas entre os grupos raciais mínimas e/ou claramente incertas na significância estatística.

Como regra, os retornos de renda da educação se mostraram mais favoráveis ou menos desfavoráveis às condições de vantagens de origem. Neste processo geral, diferenciado claramente conforme a origem de classe, os retornos da educação se revelam mais próximos ou menos divergentes entre os grupos raciais. Entretanto, os retornos educacionais traduzem processos e tendências condicionais ao nível educacional atingido ou, na estimativa final, condicionais às combinações interativas entre classe de origem e nível educacional. Representam medidas que desconsideram a distribuição das desigualdades passadas ou tomam como dadas as desigualdades previamente formadas (em educação), ou mesmo as desigualdades precedentes (em origem de classe). Nas condições desiguais herdadas e existentes, além disso, os retornos educacionais e a sua distribuição na população teriam que ser claramente favoráveis ao grupo em desvantagem para que o seu efeito cumulativo na renda média enfraquecesse a desigualdade racial agregada no curso do tempo.

As interações entre origem de classe e raça nos processos de mobilidade social no Brasil mostram evidências que devem ser consideradas em políticas públicas. Classe social e raça são fatores influentes distintos, que não podem ser desconsiderados ou reduzidos um ao outro. Distorções ou exclusões indesejáveis poderiam se associar a uma política pública com foco na desigualdade de oportunidades, como uma política de cotas, cujo desenho de elegíveis fosse reduzido a um fator e fosse indiferente ao outro. Além disso, os modos como classe e raça se combinam e interagem afetam a dimensão e mesmo a direção ou significado dos resultados. A desvantagem socioeconômica, combinada e modulada por raça, representa o grande norte de ação de uma política de ampla escala, inclusiva e transformadora no Brasil.

REFERÊNCIAS

- AMRHEIN, V.; GREENLAND, S.; MCSHANE, B. Scientists rise up against statistical significance. *Nature*, v. 567, n. 7748, p. 305-307, mar. 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1038/d41586-019-00857-9>.
- BAUM, C. F.; HURN, S. **Environmental econometrics using Stata**. College Station: Stata Press, 2021.
- BERNARDI, F.; BALLARINO, G. Introduction: education as the great equalizer – a theoretical framework. *In*: BERNARDI, F.; BALLARINO, G. (Ed.). **Education, occupation and social origin: a comparative analysis of the transmission of socio-economic inequalities**. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2016. p. 1-19.
- BERRY, W. D.; GOLDER, M.; MILTON, D. Improving tests of theories positing interaction. *The Journal of Politics*, v. 74, n. 3, p. 653-671, 2012.

BETENSKY, R. A. The p -value requires context, not a threshold. **The American Statistician**, v. 73, n. S1, p. 115-117, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/00031305.2018.1529624>.

BUKODI, E.; GOLDTHORPE, J. H. 'Primary' factors in intergenerational class mobility in Europe: results from the application of a topological model. **European Sociological Review**, v. 37, n. 1, p. 1-17, 2021.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics using Stata**. College Station: Stata Press, 2009.

FIEL, J. E. Great equalizer or great selector? Reconsidering education as a moderator of intergenerational transmissions. **Sociology of Education**, v. 93, n. 4, p. 353-371, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1177/0038040720927886>.

FIGUEIREDO SANTOS, J. A. Uma classificação socioeconômica para o Brasil. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, São Paulo, v. 20, n. 58, p. 27-45, 2005a. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-69092005000200002>.

FIGUEIREDO SANTOS, J. A. Efeitos de classe na desigualdade racial no Brasil. **Dados**, v. 48, n. 1, p. 21-65, 2005b.

FIGUEIREDO SANTOS, J. A. Comprehending the class structure specificity in Brazil. **South African Review of Sociology**, v. 41, n. 3, p. 24-44, 2010. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1080/21528586.2010.516119>.

FIGUEIREDO SANTOS, J. A. III – Primeira sessão: esquema de classe para abordar a desigualdade de saúde no Brasil. *In*: ROSENBERG, F. J. (Ed.). **Classes sociais, território e saúde: questões metodológicas e políticas**. Rio de Janeiro: Ed. Fiocruz, 2013. (Cadernos do Itaboraí, n. 1). v. 1, p. 39-59. Disponível em: <https://forumitaborai.fiocruz.br/node/896>. Acesso em: 12 maio 2020.

FIGUEIREDO SANTOS, J. A. Origem de classe e destino ao topo social no Brasil. **Revista Brasileira de Sociologia**, v. 7, n. 16, p. 82-104, 2019. Disponível em: <https://rbs.sbsociologia.com.br/index.php/rbs/article/view/492>.

FIGUEIREDO SANTOS, J. A. Origem de classe e chances de vida no Brasil. **Revista de Ciências Sociais**, v. 51, n. 1, p. 249-290, 2020. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.36517/rcs.51.1.a02>.

FIGUEIREDO SANTOS, J. A. Origem de classe, gênero e transmissão das desigualdades no Brasil. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 36, n. 107, p. 1-28, 2021. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/3610711/2021>.

FIGUEIREDO SANTOS, J. A. Desigualdade racial na transmissão intergeracional da herança de classe social. **Sociologias**, v. 24, n. 59, p. 328-360, 2022. Disponível em: <http://doi.org/10.1590/15174522-112756>.

GERRING, J. **Social science methodology: a criterial framework**. 2. ed. Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press, 2012.

GLENN, N. D. Age, period, and cohort effects. *In*: RITZER, G. (Ed.). **The Blackwell encyclopedia of sociology**. Malden: Blackwell Publishing, 2007. p. 52-56.

GREENLAND, S. *et al.* Statistical tests, *P* values, confidence intervals, and power: a guide to misinterpretations. **European Journal of Epidemiology**, v. 31, n. 4, p. 337-350, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/s10654-016-0149-3>.

GOLDTHORPE, J. H.; McKNIGHT, A. The economic basis of social class. *In*: MORGAN, S. L.; GRUSKY, D. B.; FIELDS, G. S. (Ed.). **Mobility and inequality: frontiers of research in sociology and economics**. Stanford: Stanford University Press, 2006. p. 109-136.

HÄLLSTEN, M. The class-origin wage gap: heterogeneity in education and variations across market segments. **The British Journal of Sociology**, v. 64, n. 4, p. 662-690, 2013.

HANSEN, M. N. Education and economic rewards: variations by social-class origin and income measures. **European Sociological Review**, v. 17, n. 3, p. 209-231, 2001.

HAO, L.; NAIMAN, D. Q. **Quantile regression**. Thousand Oaks: Sage Publications, 2007.

HARDIN, J. W.; HILBE, J. M. **Generalized linear models and extensions**. 4. ed. College Station: Stata Press, 2018.

HASENBALG, C.; SILVA, N. do V.; LIMA, M. **Cor e estratificação social**. Rio de Janeiro: Contra Capa, 1999.

HOUT, M. Social and economic returns to college education in the United States. **Annual Review of Sociology**, v. 38, p. 379-400, 2012.

KAM, C. D.; FRANZESE JUNIOR, R. J. **Modeling and interpreting interactive hypotheses in regression analysis**. Ann Arbor: University of Michigan Press, 2007.

LONG, J. S.; FREESE, J. **Regression models for categorical dependent variables using Stata**. 3. ed. College Station: Stata Press, 2014.

MIZE, T. D. Best practices for estimating, interpreting, and presenting nonlinear interaction effects. **Sociological Science**, v. 6, p. 81-117, 2019.

PAMPEL, F. C. **Logistic regression: a primer**. Thousand Oaks: Sage Publications, 2000.

RIBEIRO, C. A. C. Mudanças nas famílias dos jovens e tendências da mobilidade social de brancos e negros no Brasil. **Novos Estudos Cebrap**, v. 39, v. 2, p. 257-279, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.25091/s01013300202000020002>.

RIBEIRO, C. A. C.; CARVALHAES, F. Estratificação e mobilidade social no Brasil: uma revisão da literatura na sociologia de 2000 a 2018. **BIB – Revista Brasileira de Informação Bibliográfica em Ciências Sociais**, n. 92, p. 1-46, 2020.

RIDGEWAY, C. L. Why status matters for inequality. **American Sociological Review**, v. 79, n. 1, p. 1-16, 2014.

RIDGEWAY, C. L. **Status: why is it everywhere? Why does it matter?** Nova York: Russell Sage Foundation, 2019.

ROEMER, J. E. **Free to lose: an introduction to Marxist economic philosophy.** Cambridge, Estados Unidos: Harvard University Press, 1988.

SENN, S. *P-values*. In: CHOW, S.-C. (Ed.). **Encyclopedia of biopharmaceutical statistics**. 4. ed. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC Press, 2018. v. 4, p. 1845-1854.

SHAW, M. *et al.* (Ed.). **The handbook of inequality and socioeconomic position: concepts and measures.** Bristol: Bristol University Press; Policy Press, 2007.

TILLY, C. **Durable inequality.** Berkeley: University of California Press, 1998.

TORCHE, F. Analyses of intergenerational mobility: an interdisciplinary review. **The Annals of the American Academy of Political and Social Science**, v. 657, n. 1, p. 37-62, 2015.

WASSERSTEIN, R. L.; LAZAR, N. A. The ASA Statement on *p*-Values: context, process, and purpose. **The American Statistician**, v. 70, n. 2, p. 129-133, 2016. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1080/00031305.2016.1154108>.

WRIGHT, E. O. **Class counts: comparative studies in class analysis.** Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press, 1997.

WRIGHT, E. O. Understanding class: towards an integrated analytical approach. **New Left Review**, v. 60, p. 101-116, 2009.

WRIGHT, E. O. (Org.). **Análise de classe: abordagens.** Petrópolis: Vozes, 2015.