

A interseção entre renda, raça e desempenho acadêmico no acesso ao ensino superior brasileiro

Flávio Carvalhaes* Adriano S. Senkevics† Carlos A. Costa Ribeiro‡

24 de março de 2022

Resumo

Apesar da expansão do ensino superior no Brasil, pesquisas recentes mostraram que há um padrão de desigualdade que persiste e prevalece. Até o momento, a maioria dos estudos descreveu o efeito das desigualdades socioeconômicas com pouca ou nenhuma atenção à interação entre o nível socioeconômico e o desempenho acadêmico dos estudantes. Pouco se tem atentado também para a cor/raça dos estudantes e sua combinação com origem social e desempenho. Buscando preencher essa lacuna, nossos objetivos são: (i) apresentar pela primeira vez para o Brasil os efeitos diretos e indiretos da renda familiar *per capita* na família de origem dos estudantes e sua combinação com cor/raça na transição para o ensino superior; e (ii) medir até que ponto os alunos com origens privilegiadas e de diferentes grupos raciais são capazes de compensar baixos desempenhos acadêmicos. Nossos dados derivam de um painel de egressos do ensino médio acompanhados entre 2012 e 2017; através deles podemos descrever as nossas principais descobertas. Primeiramente, a probabilidade de ingressar no ensino superior é sempre maior entre os candidatos de maior renda. Em segundo lugar, há uma convergência notável nas probabilidades de admissão ao longo da escala de desempenho. Em terceiro, a curva de admissão é muito mais íngreme entre os candidatos cujas famílias tem menor renda. Esses são sinais de vantagens compensatórias, indicando que o trajeto de indivíduos de origem mais favorecida economicamente depende menos de seus resultados educacionais anteriores. Sugerimos que os alunos provenientes de famílias com maior renda possivelmente são beneficiados por estratégias opcionais de entrada, como o pagamento de mensalidades em faculdades particulares menos competitivas. No entanto, quando se trata de candidatos de renda baixa, a principal alternativa para ingressar no ensino superior é por meio do alto desempenho acadêmico. Portanto, aqueles com baixa origem socioeconômica têm maior bônus por seu desempenho acadêmico, mas em contrapartida maior ônus quando não alcançam um desempenho suficiente.

Palavras-chave: Educação superior, Estratificação educacional, Interseccionalidade, Relações étnico-raciais

*Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). flavio.carvalhaes@ifcs.ufrj.br

†Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). adriano.senkevics@inep.gov.br

‡Universidade do Estado do Rio de Janeiro (Uerj). carloscr@iesp.urj.br

1 Introdução

O acesso ao ensino superior aumenta as chances dos jovens obterem melhores empregos e alcançarem renda mais elevada (HOUT, 2012). Percorrer essa trajetória educacional, porém, implica em custos diretos, como financiamento de transporte, moradia e alimentação; e indiretos, como custos de oportunidades relacionados ao mercado de trabalho (BARONE; BARG; ICHOU, 2021). Atrélada a esses fatores, a decisão é influenciada pelo desempenho no ensino médio, já que estudantes com bom desempenho acadêmico têm mais chances de ingressar no ensino superior (GERBER; CHEUNG, 2008). O desempenho, por sua vez, está associado à origem socioeconômica e à raça dos estudantes: aqueles com renda mais elevada e brancos tendem a frequentar escolas melhores e têm mais oportunidades de aprendizado, enquanto estudantes mais pobres e de outros grupos raciais sofrem privações e discriminações de diversos tipos (ALVES; SOARES; XAVIER, 2016; KUHL *et al.*, 2019).

Nosso objetivo neste artigo é entender a estratificação das oportunidades educacionais no acesso ao ensino superior brasileiro em termos de renda, raça e desempenho dos estudantes. Como se estrutura a probabilidade de entrada no ensino superior entre estudantes de diferentes estratos de renda? Em que medida estudantes brancos, comparados a pretos, pardos e indígenas (PPI), têm oportunidades distintas?

Respondemos essas perguntas em diálogo com a literatura sobre estratificação educacional que indica como a renda e a raça têm efeitos diretos e indiretos, via desempenho, na progressão educacional (BOUDON, 1981). Os efeitos indiretos seriam observados na associação entre renda e/ou raça e o desempenho acadêmico, enquanto os efeitos diretos dizem respeito às escolhas dos estudantes e de suas famílias de progredir ou não no sistema educacional, independentemente do desempenho (MORGAN, 2012).

Desenvolvemos esses argumentos atentos à interseccionalidade entre renda e raça (COLLINS; CHEPP, 2013). Embora estudos anteriores tenham investigado os efeitos da origem socioeconômica (JACKSON, 2013) e de raça, grupos étnico ou migratório dos estudantes (JACKSON; JONSSON; RUDOLPHI, 2012), não há investigação que combine a interseção desses fatores avaliando se as distâncias entre grupos raciais diminuem à medida que a renda aumenta. Crucialmente, poucos estudos focam no hiato racial entre estudantes em situações socioeconômicas próximas ou idênticas. Por ora, a literatura disponível que trata esses fatores de maneira independente é focada em países desenvolvidos. Estudar a estratificação social e racial das oportunidades educacionais é imperativo no Brasil, país de formação multirracial que recebeu o maior contingente de pessoas de origem africana escravizadas no mundo (VARGAS, 2018).

Nesse artigo, analisamos dados administrativos inéditos que cobrem uma coorte de estu-

dantes entre 16 e 22 anos de idade que completou o ensino médio em 2012 e participou de um exame nacional que credencia o acesso ao ensino superior em algum ponto entre 2012 e 2016. Em nossas análises, mostramos que a probabilidade de ingressar no ensino superior é maior entre os candidatos vindos das famílias com as maiores rendas e que há convergência nas probabilidades de admissão entre estudantes vindos de famílias com diferentes níveis de renda familiar *per capita* ao longo da escala de proficiência acadêmica. Apontamos também que a probabilidade de entrar no ensino superior cresce intensamente com o desempenho entre candidatos de renda baixa, mas não entre os de renda alta, revelando que a desigualdade de oportunidades entre ricos e pobres se dá entre estudantes de desempenho baixo ou mediano. Em todos esses resultados, os alunos PPI têm menor probabilidade de fazer a transição para o ensino superior, ainda que estejam no mesmo estrato de renda e desempenho de alunos brancos. Ao decompor os efeitos de renda, mostramos que a vantagem dos estudantes mais ricos é pouco estruturada por seu desempenho acadêmico.

2 Revisão Bibliográfica

Raymond [Boudon \(1981\)](#) contribuiu para consolidar a distinção entre dois aspectos da desigualdade de oportunidades educacionais: os efeitos diretos da classe de origem no desempenho acadêmico e os efeitos indiretos da classe de origem, independentes do desempenho, nas decisões de continuar progredindo no sistema educacional. Embora a linguagem implicitamente causal de Boudon tenha sido fortemente criticada, diversos estudos sociológicos continuam a distinguir esses efeitos ([JACKSON, 2013](#)).

A associação entre a origem socioeconômica (*e.g.*, renda, classe, escolaridade parental) e o desempenho acadêmico de estudantes é uma medida do efeito indireto. Por estudarem em escolas melhores e terem diversas outras oportunidades de aprendizado, alunos de famílias com renda mais elevada tendem a ter um desempenho melhor do que aqueles cujas famílias são mais pobres ([SOARES; ALVES; XAVIER, 2016](#)). Em contraposição, os efeitos diretos dizem respeito às opções dos estudantes e de suas famílias de progredirem ou não no sistema educacional, independentemente do desempenho. Essas escolhas tendem a ser diferentes quando são comparados estudantes com mesmo desempenho, mas de classes sociais distintas ([ZARIFA *et al.*, 2018](#)), famílias ricas ou pobres ([BARONE *et al.*, 2017](#)) ou outras medidas de posição social ([ALON, 2009](#)). Na literatura internacional há variação na identificação da relevância dos efeitos diretos e indiretos na estruturação das desigualdades educacionais, visto que seus pesos divergem de acordo com a importância que cada sistema de educação superior atribui ao desempenho do candidato, ao nível de desigualdade social, além de suas consequências sobre a estrutura de oportunidades educacionais.

Em sentido semelhante, mas focado na dimensão étnico-racial da estratificação educacional,

outro conjunto de pesquisas avaliou as desvantagens de grupos minoritários ou imigrantes quando comparados com estudantes pertencentes a grupos majoritários ou nativos em alguns países. A desvantagem racial na probabilidade de negros entrarem no ensino superior é avaliada por estudos sobre os Estados Unidos. Embora haja uma sobrerrepresentação de estudantes afro-americanos tanto em situação de desvantagem socioeconômica quanto entre aqueles com as menores notas em testes padronizados (CONWELL; QUADLIN, 2022), estudos mostram que quando medidas de desempenho e controles socioeconômicos são estimadas simultaneamente, a probabilidade de afro-americanos entrarem no ensino terciário é maior que a de brancos, grupo predominante entre os mais ricos e com as melhores notas (CIOCCA ELLER; DiPRETE, 2018; MEROLLA, 2018; MEROLLA; JACKSON, 2014). Resultados semelhantes foram obtidos em um estudo comparativo entre Suécia e Inglaterra, no qual estudantes de diferentes minorias étnicas, apesar de suas desvantagens socioeconômicas, tinham maior probabilidade de entrada no ensino superior do que estudantes nativos com desempenho acadêmico parecido (JACKSON; JONSSON; RUDOLPHI, 2012). Em outras palavras, podemos argumentar que esses estudos apontam que o efeito étnico-racial opera em sentidos diferentes quando decomposto. O efeito direto de raça é positivo e opera no sentido de criar vantagens para os grupos minoritários. O efeito indireto, por sua vez, é negativo, uma vez que parte da desvantagem observada nesses grupos, expressa em sua menor probabilidade de entrar no ensino superior, dada pela diferença de desempenho.

Todos esses estudos analisam raça, etnia ou *status* migratório em termos do efeito aditivo ao do nível socioeconômico na estratificação educacional, ou seja, tratam a origem social dos estudantes (renda familiar, escolaridade dos pais, etc.) e seu pertencimento racial como dimensões paralelas, não combinadas. Apesar dos resultados importantes e contraintuitivos, argumentamos que é necessário nos concentrar também em como raça e origem socioeconômica *se combinam* na estruturação das oportunidades educacionais. Em outras palavras, é necessário investigar a interação entre os múltiplos eixos de estratificação das oportunidades – no caso deste trabalho, renda e raça – no estudo dos padrões de geração e reprodução da desigualdade (COLLINS, 2015; SAFFIOTI, 1987; SAFFIOTI, 2004). Nossas análises testam se as (des)vantagens associadas à origem socioeconômica (no caso, renda familiar)¹ se distribuem de forma homogênea entre estudantes brancos quando comparados com PPI. Essa é uma forma de incorporar a interseccionalidade entre essas dimensões e superar a tendência analítica de ignorar diferenças e desigualdades que se combinam. No caso brasileiro, as interseções entre as desigualdades de renda e racial fazem parte da formação histórica (GONZALEZ, 1988; SOUZA, 2018) e conseqüentemente estão presentes também na estruturação de um sistema educacional socioeconomicamente marcado pela disparidade (TORCHE; COSTA-

¹Importante ressaltar que também fizemos todas as análises usando a variável de educação do pai e da mãe (usando diferentes especificações) e os resultados não foram diferentes dos que apresentamos. Também estimamos os modelos usando diferentes especificações para renda familiar. Estas análises suplementares podem ser obtidas com os autores.

RIBEIRO, 2012) e racialmente seletivo (FERNANDES, 2004).

Metodologicamente, incorporamos o conceito de interseccionalidade, através da operacionalização de interações entre renda, raça e desempenho acadêmico em modelos estatísticos multivariados. Embora a prática de estimar termos interativos seja relativamente simples, não há muitos trabalhos investigando esse tipo de efeito em estudos sobre desigualdades raciais e de classe na estratificação educacional (SCHUDDE, 2018). Essa é uma forma de evitar estratégias que incluem apenas variáveis de controle, mas não exploram efeitos heterogêneos (WINSHIP; ELWERT, 2010).

Atentas a essas ponderações, as análises deste artigo testam a influência da renda no acesso ao ensino superior e se esse efeito *é heterogêneo, dependendo da interseção entre a renda da família de origem, a raça e o desempenho dos estudantes*. Avaliamos se a probabilidade de ingressar no ensino superior entre estudantes participantes do Exame Nacional do Ensino Médio (Enem) é heterogênea quando estes derivam de diferentes estratos de renda familiar e grupos raciais. Descrevemos as diferenças das probabilidades de entrar no ensino superior para estudantes de diferentes estratos de renda entre todos os estudantes da coorte e depois para brancos e PPI, chegando assim a hiatos de renda. No passo seguinte, decompos os hiatos de renda entre efeitos diretos e indiretos.

Nossas análises são as primeiras a estudar as desigualdades de oportunidades educacionais em termos de renda e raça, levando em conta o efeito do desempenho para o caso brasileiro. Por sua vez, é um dos poucos estudos em âmbito internacional que incorpora metodologicamente a noção da interseccionalidade levando em consideração a proficiência acadêmica dos estudantes. A literatura internacional testa os efeitos diretos e indiretos ora da classe de origem, ora de grupos raciais, étnicos ou migratórios, mas quase nunca a combinação entre esses fatores. Investigar como esses fatores se combinam traz evidências não triviais sobre a estruturação das oportunidades educacionais no Brasil.

3 Contexto Educacional

A maioria das vagas no sistema de ensino superior brasileiro é oferecida por instituições privadas que cobram mensalidades, oferecem poucas opções de cursos e, em grande parte, exercem apenas atividades de ensino (ALMEIDA, 2015; SAMPAIO *et al.*, 2017). Três em cada quatro matrículas ocorrem no setor privado, seguindo uma tendência de sua ampliação iniciada nos anos 1960 (PRATES; COLLARES, 2014). No contexto internacional, o Brasil é um caso atípico, uma vez que na maioria dos países desenvolvidos o ensino superior privado não supera 20% das

matrículas (CHIEN; MONTJOURIDÈS; VAN DER POL, 2017). Por outro lado, o ensino terciário público, além de concentrar 25% das vagas e não cobrar mensalidades, é mais seletivo do ponto de vista acadêmico, mais heterogêneo em termos da oferta de cursos e mais voltado para pesquisa (BALBACHEVSKY, 2013; SANTOS; LIMA; CARVALHAES, 2020).

Desde o início dos anos 1990, o Brasil testemunha um impressionante ciclo de expansão do ensino superior. Em 1995, o país ofertava cerca de 1,8 milhão de matrículas em cursos de graduação; em 2015 esse número saltou para 8,0 milhões. Outro indicador que mostra esse alargamento é a taxa líquida de matrícula de jovens entre 18 e 24 anos. Comparando os anos de 1995 e 2015, vemos que a taxa se eleva de 6,8% para 21,3% (SENKEVICS, 2021). Nas décadas de 2000 e 2010, a expansão se intensificou através de políticas governamentais, visando aumentar o acesso ao ensino superior de estudantes oriundos de famílias com rendas mais baixas e de grupos raciais desprivilegiados, a exemplos dos PPI. Em particular, políticas de ação afirmativa se mostraram cruciais para garantir o acesso ao ensino superior – tanto no setor público quanto no privado (SILVA, 2021).

Como em outros países (SHAVIT; ARUM; GAMORAN, 2007), as novas oportunidades emergentes com a expansão foram aproveitadas de forma diferente por estudantes de origem social mais ou menos privilegiada, assim como entre estudantes brancos quando comparados a PPI. Diversas pesquisas sobre estratificação educacional procuraram mapear as tendências e padrões das desigualdades de oportunidades educacionais de diferentes gerações que passaram pelo sistema escolar brasileiro (CARDOSO *et al.*, 2009; MARTELETO *et al.*, 2012; RIBEIRO, 2009; RIJKEN, 1999). As investigações sobre os padrões da estratificação educacional no país encontraram desigualdades raciais, além das socioeconômicas, desde os primeiros estudos dos anos 1980 (SILVA; SOUZA, 1986), até as pesquisas sobre períodos mais recentes (MARTELETO, 2012). As evidências são claras: desde a década de 1980 houve diminuição das desigualdades raciais e socioeconômicas na conclusão do ensino fundamental, e permanência dessas desigualdades quando se trata da conclusão do ensino médio e entrada no superior (RIBEIRO; CENEVIVA; BRITO, 2015).

O estudo que analisa o período mais recente, usando dados de 2013 para avaliar coortes nascidas entre 1984-1988 e 1989-1992, aponta que estudantes cujos pais tinham pelo menos o ensino médio completo (*proxy* de alto nível socioeconômico) apresentam probabilidade de 35% de ingressar no ensino superior, enquanto para pessoas cujos pais não tinham completado o ensino médio (*proxy* de baixo nível socioeconômico) essa probabilidade cai para apenas 6% (MARTELETO; MARSCHNER; CARVALHAES, 2016). As diferenças são virtualmente idênticas na coorte mais recente, o que indica um padrão de desigualdade persistente. O mesmo estudo aponta para uma aproximação entre pessoas brancas e negras, o que sugere a ausência de desigualdade racial, ao menos na entrada do ensino superior.

Uma das principais limitações de todos esses trabalhos anteriores é a falta de informações sobre o desempenho dos estudantes, uma vez que todos os estudos recorrem a dados transversais provenientes de pesquisas domiciliares. Ao omitir a variável de desempenho dos estudantes, esses estudos apresentam estimativas mal calibradas sobre a intensidade da desigualdade (CAMERON; HECKMAN, 1998). Igualmente, não há estudos que combinam raça e origem social na avaliação das chances de entrar no ensino superior.² As análises que apresentamos neste trabalho, em contraste, fazem uso de um banco de dados longitudinal que inclui todos os alunos e alunas concluintes do ensino médio e contam com uma medida de desempenho.

No caso brasileiro, assim como em diversas outros países racial ou etnicamente diversos, desigualdades associadas à renda e à raça tendem a ser interseccionais, ou seja, inclinam-se a apresentar características distintas de acordo com suas combinações (SILVA; REIS, 2012). Por exemplo, quando comparadas às pessoas brancas e pobres, pessoas negras igualmente pobres tendem a estar expostas a mais discriminação durante o processo de escolarização e conseqüentemente têm desempenho mais baixo em testes padronizados (SOARES; ALVES, 2003; SOARES; DELGADO, 2016). Algumas pesquisas qualitativas em escolas de educação básica no Brasil obtiveram evidências de que estudantes negros sofrem preconceito e diferenças de tratamento por parte de professores, o que tem impacto negativo em seu desempenho escolar (BARBOSA, 2005; BECKER; ARENDS-KUENNING, 2020). De modo mais amplo, pesquisas sobre a distribuição de renda e a mobilidade intergeracional mostram que as desvantagens socioeconômicas tendem a ser mais intensas entre pretos e pardos do que entre brancos (OSORIO, 2009).

Tais evidências sugerem que identidades ou *status* sociais interseccionais em termos de classe e raça estão correlacionadas ao desempenho dos estudantes e que as desigualdades relacionadas podem ser investigadas em modelos que incorporem metodologicamente a intersecção entre raça, renda e desempenho. É exatamente esta a contribuição que pretendemos dar.

4 Dados

Neste estudo, construímos um painel longitudinal a partir do cruzamento de três bases de dados organizadas pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). O ponto de partida é o Censo da Educação Básica (CEB ou Censo Escolar) através do qual se obteve dados da coorte de jovens egressos do ensino médio em 2012, possibilitando que cada indivíduo fosse acompanhado de 2013 a 2017, cinco anos após a conclusão da educação básica. Essa coorte engloba 1,7 milhão de jovens que se diplomaram naquele ano no ensino médio regular, tanto no

²Os poucos estudos importantes se concentram em casos de universidades públicas altamente competitivas (KAR-
RUZ, 2018), ou são mais antigos e analisam apenas uma região do país (RIBEIRO, 1988).

ramo comum quanto no profissionalizante.³ Foram mantidos apenas os jovens entre 16 e 22 anos, que constituem 97% de todos egressos em 2012 no Brasil. Para localizar esses jovens nas demais bases de dados, foi necessário trabalhar com uma chave de identificação individual: o Cadastro de Pessoa Física (CPF).⁴

Esses indivíduos foram rastreados, por meio do CPF, em cada edição do Censo da Educação Superior (CES) entre 2013 e 2017, objetivando identificar quem ingressou no ensino superior no prazo de cinco anos após a conclusão do ensino médio. Será considerado exclusivamente o primeiro ingresso do indivíduo, não sendo computadas eventuais desistências e reingressos no sistema. Para gerar as variáveis independentes, foram adicionados dados do sistema de inscrição, do questionário socioeconômico e do desempenho no Exame Nacional do Ensino Médio (Enem) de 2012 a 2016.

O Enem é um exame nacional padronizado não obrigatório, administrado em dois dias diferentes e operado pelo Inep. O principal objetivo do exame é testar o nível de conhecimento dos alunos do ensino médio no país por meio de 180 questões de múltipla escolha distribuídas em quatro áreas do conhecimento: linguagens e códigos (inclui língua portuguesa e língua estrangeira entre inglês ou espanhol), matemática, ciências humanas e ciências naturais. Nossa medida de proficiência (*i.e.*, desempenho) deriva dessas provas. Ademais, os participantes devem redigir uma redação dissertativo-argumentativa. O exame é utilizado como um teste de admissão para inscrição em inúmeras universidades públicas do país. O Enem também é utilizado por candidatos que desejam se qualificar para um conjunto de políticas de bolsas de estudos e créditos estudantis no ensino superior privado. Isso torna o exame um teste estratégico para esta pesquisa, visto que qualquer aluno que se inscreve em uma instituição de ensino superior seletiva, ou que deseja acessar alguma política pública indutora do acesso, é incentivado a se inscrever no certame.

Os candidatos do Enem preenchem um questionário socioeconômico com informações sobre suas famílias, domicílios e trajetória escolar. Acrescida das notas obtidas em cada uma das quatro áreas de conhecimento da prova, esses dados são os únicos disponíveis no Brasil para investigar como renda, raça e desempenho se combinam no acesso à graduação. Com relação à qual edição do Enem utilizar para cada indivíduo, optamos por aquela imediatamente anterior ao ingresso no ensino superior, por refletir as informações mais próximas do momento de disputa pela vaga. Caso o indivíduo não tivesse ingressado, ou não tivesse participado da edição do Enem anterior ao ingresso, usamos a edição mais recente, por ser a melhor informação disponível sobre aquele candidato, possivelmente refletindo a melhor condição para disputar uma vaga.

³Estão excluídos os não concluintes e os egressos da Educação de Jovens e Adultos (EJA) ou de outras séries ou modalidades.

⁴Para acessar essa informação restrita, foi solicitado formalmente ao Inep via o Serviço de Acesso a Dados Protegidos (Sedap), regido pela Portaria Inep n. 637, de 17 de junho de 2019. O acesso tem como pesquisador-responsável Adriano S. Senkevics. Ressaltamos que esta pesquisa cumpre todos os protocolos de segurança da informação e não há exposição de indivíduos ou instituições em nenhuma de suas etapas.

Nossa coorte foi construída a partir do total de egressos do ensino médio de 2012. Foram excluídas cerca de 57 mil observações (3,3%) sobre os quais não dispomos de informação do CPF. Dos 97% de egressos acompanhados na análise, dois terços (65,8%) participaram de alguma edição do Enem entre 2012 e 2016.⁵ Por mais que a participação no Enem seja importante para acessar o ensino superior, não é um pré-requisito, ou seja, há instituições que não usam a nota do Enem em seu processo seletivo. De um lado, 69,4% dos egressos que participaram do Enem ingressaram no ensino superior; outros 30,6% não lograram acessar esse nível de ensino no período de cinco anos depois de terminar a educação básica. De outro lado, entre quem não participou do Enem, as proporções praticamente se invertem: 74,9% não ingressaram no ensino superior, enquanto 25,1% ingressaram.

Estamos atentos à seletividade e possível autosseleção de candidatos mais motivados e preparados que envolvem a utilização desses dados. Ainda assim, defendemos sua utilização porque podemos acompanhar uma coorte heterogênea de alunos. Desse modo, o nível de inferência deste trabalho é a uma coorte de alunos que concluíram o ensino médio em 2012, que se inscreveram e participaram da prova do Enem entre 2012 e 2016. Dado o perfil da prova e os altos incentivos para realizá-la, essa população é adequada para o estudo sobre como as (des)vantagens de renda estão associadas à entrada no ensino superior e como estudantes de grupos raciais se beneficiam (ou não) dessas (des)vantagens. Levaremos em conta essas particularidades na interpretação dos nossos resultados.

Variável dependente. Nossa variável dependente é a matrícula no ensino superior (não ingresso vs. ingresso) entre esses estudantes egressos do ensino médio em 2012 e participantes do Enem 2012-2016.

Variáveis independentes focais. Nossas variáveis independentes focais são renda familiar, raça e desempenho acadêmico (Tabela 1). Para aferir as características socioeconômicas das famílias de origem, utilizamos a renda familiar mensurada em oito estratos com intervalos de 0,25 salários mínimos *per capita*. A informação foi obtida a partir da resposta dos estudantes ao questionário do Enem. Todas as políticas públicas de acesso ao nível superior no país utilizam renda como estratégia de focalização, nossa operacionalização capta as diferentes faixas utilizadas nessas políticas.

A variável raça também foi obtida no questionário do Enem através da autoidentificação dos estudantes. Optamos neste estudo por classificar essas categorias em dois grupos: brancos e asiáticos (“brancos”); e pretos, pardos e indígenas (PPI). Por mais que seja interessante observar de forma mais granular a interseccionalidade, valendo-se de mais categorias raciais, diversos estudos sobre desigualdades educacionais revelam que brancos e asiáticos tendem a ter vantagens em

⁵Como participantes do Enem, são contabilizados apenas os indivíduos com nota nas quatro provas objetivas do exame e com respostas válidas para os itens do questionário socioeconômico empregados como variáveis independentes.

relação a todos os outros grupos raciais, os quais permanecem tendo desempenho e resultados socioeconômicos relativamente semelhantes (SILVA; REIS, 2018). Sendo assim, faz sentido analisarmos as desigualdades educacionais usando apenas a variável dicotômica opondo brancos e asiáticos a PPI. Além disso, o fato de contarmos com apenas duas categorias raciais tornam as análises contrafactuais mais compreensíveis. Finalmente, é importante lembrar que as principais políticas de ação afirmativa em âmbito federal – as cotas nas instituições públicas federais e o Programa Universidade para Todos (Prouni) nas privadas – focalizam conjuntamente os PPI.

Por fim, a variável que usamos para o desempenho acadêmico é a média aritmética das notas nas quatro provas objetivas do Enem, o que resulta em uma medida intervalar que varia em uma escala teórica de 0 a 1.000 pontos, obtida por meio de um escore calculado a partir do modelo logístico de três parâmetros da Teoria de Resposta ao Item (TRI). Trata-se de uma medida comparável ao longo do tempo desde a edição de 2009. Por se tratar de uma medida de desempenho que subsidia os principais processos seletivos para acesso ao ensino superior público e privado no Brasil, apresenta-se como um excelente indicador do desempenho dos estudantes que compõem uma demanda efetiva, manifesta, pela graduação.

5 Métodos

5.1 Modelos

Nossas análises são feitas em duas etapas. Primeiro, através de modelos de regressão logística, analisamos os fatores associados ao ingresso no ensino superior entre os concorrentes do Enem. Usamos modelos aninhados com duas diferentes especificações, nomeadas seguindo a convenção da literatura que decompõe os efeitos diretos e indiretos do nível socioeconômico em transições educacionais (MORGAN, 2012):

- i) *modelo nulo*, apenas duas variáveis ajustadas – raça e estrato de renda familiar *per capita* do estudante – são inseridas como termo interativo;
- ii) *modelo padrão*, adicionamos a variável de desempenho no Enem como termo interativo com as variáveis de raça e estrato de renda. Temos, portanto, um termo interativo de terceira ordem nesse tipo de modelo;

A comparação dos resultados desses modelos é trivial no contexto de modelos de regressão linear, mas não para modelos de regressão logística. Adotamos uma estratégia de especificação e pós-estimação que permite testes formais entre os resultados de modelos ajustados com diferentes

variáveis (MIZE; DOAN; LONG, 2019). Essa abordagem é necessária porque a comparação de coeficientes oriundos de modelos *logit*, com diferentes especificações, reflete não apenas a variação explicada pelas variáveis independentes, mas também os pressupostos do modelo e de seus coeficientes de erro (KOHLENER; KARLSON; HOLM, 2011). A estratégia nos permite computar a covariância entre os modelos e comparar os resultados das diferentes especificações sem maiores dificuldades (MIZE; DOAN; LONG, 2019). Utilizamos um procedimento chamado de *seemingly unrelated estimation*, SUEST, que permite combinar estimativas provenientes das três especificações e comparar os resultados de sua pós-estimação em nossa métrica de preferência: as probabilidades.

Todos os resultados serão apresentados por meio de estratégias de pós-estimação: probabilidades preditas e efeitos marginais médios (LONG; FREESE, 2014; MIZE, 2019). Calculamos essas medidas para a amostra completa⁶ e para as subamostras dos dois grupos raciais. Usando efeitos marginais, podemos fazer cálculos de pós-estimação em que apresentamos mudanças nas probabilidades preditas de diferentes categorias de interesse de uma variável independente focal, mantendo as outras variáveis com seus valores observados. Em nosso caso, avaliamos mudanças discretas entre variáveis focais em valores de interesse (*e.g.*, o contraste entre o estrato de renda mais baixo e o mais alto). As outras variáveis são mantidas em seus valores observados na amostra. Chegamos a um efeito *médio* das mudanças que expressa a subtração entre as médias aritméticas das probabilidades preditas das variáveis focais nos valores indicados.

Como muitos estudantes podem ser provenientes das mesmas escolas de ensino médio em nossos dados – uma característica que viola o pressuposto de independência das observações no ajuste dos modelos – os erros-padrão foram ajustados, tratando as escolas como variável de agrupamento (*cluster*). Todos os testes estatísticos são bilaterais e reportados nos níveis de significância indicados.

5.2 Decomposição

A segunda etapa de nossas análises envolve simulações que permitem a decomposição dos efeitos de raça e renda familiar entre efeitos diretos e indiretos. A estratégia de decomposição que adotamos responde à seguinte questão: *quanto da diferença observada no acesso ao ensino superior pode ser atribuída ao desempenho educacional e quanto se deve aos efeitos da renda?* Para decompor o efeito da renda, comparamos todos os estratos de renda entre si. Combinamos a estratégia de

⁶Neste passo, isso significa que as médias dos valores preditos para um conjunto de resultados não levam em conta a cor/raça dos estudantes ainda que essas probabilidades venham de modelos que contenham termos interativos de segunda ordem (cor * renda) ou terceira ordem (cor * renda * desempenho). Optamos por essa estratégia de apresentação tanto por motivos substantivos – *i.e.*, capturar o efeito de renda na probabilidade de entrar no ensino superior em geral – quanto para termos uma referência que permita o contraste com os resultados dos grupos de cor.

pós-estimação sugerida por Mize (2019) com a proposta de Morgan (2012) para decompor o efeito de cada estrato da variável de renda na probabilidade de transição educacional a partir do ajuste de variáveis de desempenho. Assim, após apresentar os padrões de associação entre raça, renda e nota na probabilidade de ingresso no ensino superior, podemos também responder à seguinte pergunta: *qual parte do efeito de renda familiar opera via desempenho (efeito indireto) e qual parte pode ser atribuível a um efeito direto, não mediado pelo desempenho?*

Chegamos a esses apuramentos com simulações que permitem contrastar os resultados observados nos modelos expostos acima com cenários contrafactuais (MORGAN, 2012). Mais especificamente, estamos interessados em comparar três cenários observados (CO: a, b, c) e três cenários contrafactuais (CF: d, e, f) da seguinte forma (PARKER *et al.*, 2015):

- a) *CO amostra*: Probabilidade de estudantes de diferentes estratos de renda entrarem no ensino superior com as propriedades de transição de seu estrato de renda e nível de desempenho observado;
- b) *CO brancos*: Probabilidade de estudantes BRANCOS de diferentes estratos de renda entrarem no ensino superior com as propriedades de transição de seu grupo racial, estrato de renda e desempenho;
- c) *CO PPI*: Probabilidade de estudantes PPI de diferentes estratos de renda entrarem no ensino superior com as propriedades de transição de seu grupo racial, estrato de renda e desempenho;
- d) *CF amostra*: probabilidade de estudantes de um determinado estrato de renda entrarem no ensino superior se tivessem as probabilidades de entrada dos estudantes em estratos de renda mais altos, mas mantivessem o nível de desempenho nos valores observados;
- e) *CF brancos*: probabilidade de estudantes BRANCOS de um estrato de renda entrarem no ensino superior se tivessem as probabilidades de entrada dos estudantes BRANCOS em estratos de renda mais alto, mas mantivessem o nível de desempenho nos valores observados;
- f) *CF PPI*: probabilidade de estudantes PPI de um estrato de renda entrarem no ensino superior se tivessem as probabilidades de entrada dos estudantes PPI em estratos de renda mais alto, mas mantivessem o nível de desempenho nos valores observados;

Apresentamos a notação matemática da estimação de efeitos diretos e indiretos no apêndice. O propósito das equações é estimar os efeitos diretos através da subtração da probabilidade contra-factual da probabilidade observada. Por exemplo, os efeitos diretos dos estratos de renda mais alto e mais baixo são iguais à CF amostra (d) menos CO amostra (a).

6 Resultados e Discussão

6.1 Análises Descritivas

Na Tabela 1, apresentamos as distribuições: (i) da variável dependente (ingressar ou não no ensino superior); e (ii) das variáveis independentes focais (nota, renda e cor/raça).

Tabela 1: Estatísticas descritivas das variáveis dependentes e independentes – Brasil, coorte 2012

	Total	Brancos	PPI
Quantitativo	1.113.027	568.009	565.018
Ingresso no ensino superior			
Não	31,04	22,58	39,55
Sim	68,96	77,42	60,45
Notas	506,81 (77,63)	525,02 (80,74)	488,51 (69,73)
Cor/raça			
Brancos	50,13	100,00	-
PPI	49,87	-	100,00
Renda domiciliar per capita			
$\geq 0,00$ & $\leq 0,25$	23,62	32,86	14,44
$> 0,25$ & $\leq 0,50$	30,7	34,46	26,94
$> 0,50$ & $\leq 0,75$	17,34	15,27	19,4
$> 0,75$ & $\leq 1,00$	7,66	5,96	9,35
$> 1,00$ & $\leq 1,25$	5,64	3,95	7,33
$> 1,25$ & $\leq 1,50$	3,68	2,28	5,07
$> 1,50$ & $\leq 1,75$	1,73	1,02	2,43
$> 1,75$	9,63	4,2	15,04

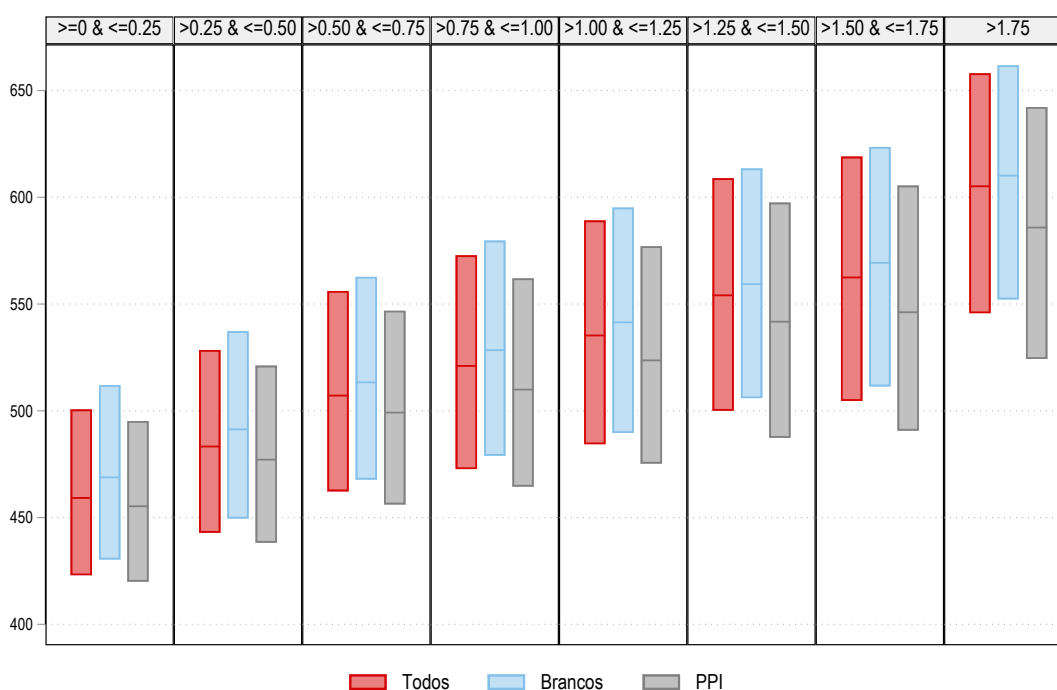
Fonte: Elaboração própria a partir do cruzamento de bases do CEB, Enem e CES (Inep).
Desvio-padrão em parênteses.

Nas colunas, temos a distribuição das variáveis para a amostra geral e para os dois grupos raciais – brancos e PPI – que se repartem praticamente meio a meio na amostra – proporção semelhante à distribuição racial destes grupos em toda a população brasileira. Na mesma tabela, identificamos a distribuição da principal variável de interesse deste estudo: as probabilidades dos estudantes que participaram do Enem realizarem ou não a transição para o ensino superior no prazo de cinco anos, após a conclusão do ensino médio. Identificamos que 69% dos estudantes da coorte entram no sistema terciário de ensino, taxa que é sistematicamente maior entre brancos (77%) do que entre PPI (60%).

As duas outras variáveis independentes, centrais em nossas análises, são as notas no Enem e

os estratos de renda familiar *per capita*. Em relação ao desempenho no Enem, brancos têm nota em média 3% maior do que a nota na amostra geral, e 7% maior do que estudantes PPI. Por fim, destacamos a distribuição dos estudantes nos diferentes estratos de renda familiar. As duas faixas inferiores de renda concentram 54% (24% + 30%) dos estudantes. Entre os brancos esse número é menor, 41% (14% + 27%), e entre os PPI maior, 67% (33% + 34%). O inverso ocorre no topo da distribuição de renda familiar, que concentra 9% de todos os estudantes, sendo que 15% dos brancos têm origem no topo da distribuição de renda, enquanto apenas 4% dos estudantes PPI provêm das famílias mais ricas.

Figura 1: Medidas de posição (p25, p50 e p75) da nota do ENEM por estrato de renda e por estrato de renda e cor – Brasil, Exame Nacional do Ensino Médio, coorte 2012



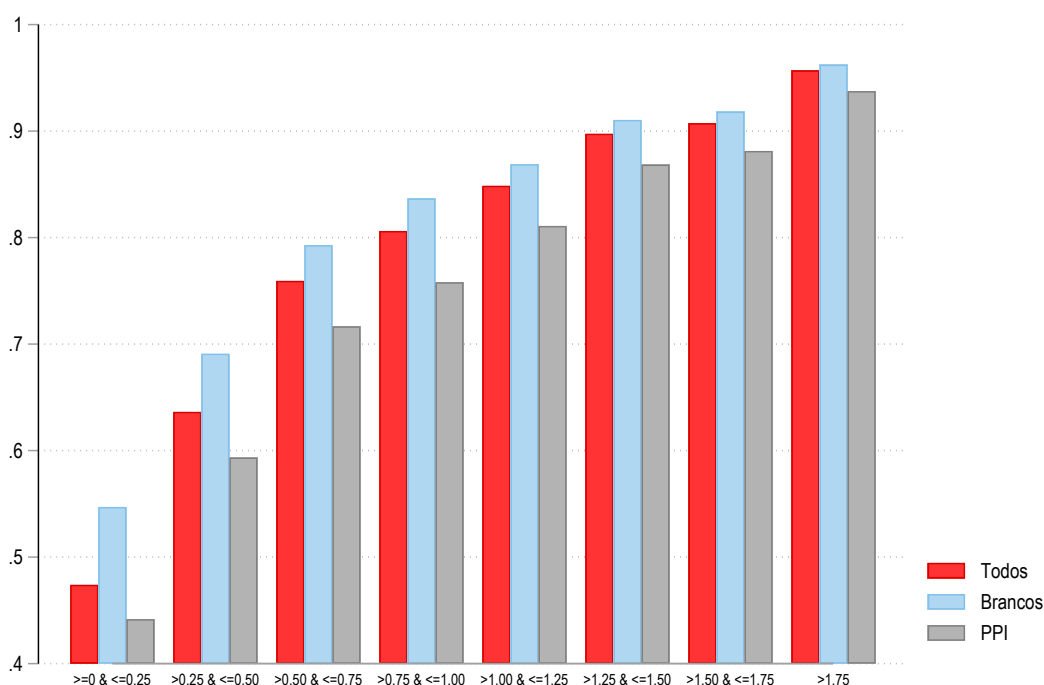
Fonte: Elaboração própria a partir do cruzamento de bases do CEB, Enem e CES (Inep).

A Figura 1 apresenta as medidas de posição das notas por estratos de renda para todos os indivíduos da amostra (caixas vermelhas), brancos (caixas azuis) e PPI (caixas cinzas). A leitura horizontal do gráfico aponta que, à medida que o estrato de renda aumenta, as notas dos candidatos do Enem crescem. Comparados com a referência da amostra geral, os dois estratos de renda inferiores têm notas mais baixas. A partir do terceiro estrato as notas são maiores. A diferença entre as caixas de cor azul e cinza sinaliza que a associação entre renda e cor não é homogênea; estudantes autodeclarados PPI têm, em todos estratos de renda, medidas de posição inferiores a estudantes brancos, apesar de se encontrarem no mesmo estrato de renda.

A Figura 2 apresenta as taxas de transição para o ensino superior por estrato de renda e

combinação de renda e cor. Podemos comparar os números com as taxas incondicionais apresentadas na Tabela 1, que informam que 69% dos estudantes da coorte observada entraram no ensino superior. Novamente, atentamos que os dois estratos mais baixos de renda familiar apresentam taxas de transição inferiores às observadas na amostra total. Em contraste, a partir do estrato de renda de 0,5 salários mínimos *per capita*, a transição é superior à média da amostra. Observamos que, assim como ocorre com a nota, a associação entre renda e probabilidade de transição aumenta. A desigualdade racial intra-estrato identificada anteriormente também se verifica aqui, sendo ela maior entre os mais pobres do que entre os mais ricos.

Figura 2: Taxas de transição para o ensino superior por estrato de renda e cor – Brasil, Exame Nacional do Ensino Médio. coorte 2012



Fonte: Elaboração própria a partir do cruzamento de bases do CEB, Enem e CES (Inep).

A Figura 3 apresenta a relação entre notas, estratos de renda e raça. Na Figura 3a, apresentamos a proporção de alunos que entraram no ensino superior em cada décimo de desempenho – ordenados do menor (1) ao maior (10) – e estrato de renda. Na Figura 3b apresentamos a mesma taxa, agora estratificada não apenas por desempenho e renda, mas também por cor/raça. A Figura 3a mostra os efeitos diretos da renda na probabilidade de matrícula no ensino superior no país. Isso se dá pelo fato de que estudantes no mesmo estrato de desempenho têm taxas de entrada no ensino superior muito distintas, dependendo de sua renda familiar. Contrastando os polos da distribuição de renda, entre os estudantes mais pobres a transição para o ensino superior tem grande variação entre os estratos de desempenho, indo de 27% entre aqueles com desempenho baixo a 95% entre os com

desempenho alto. No outro polo da distribuição, 78% dos estudantes mais ricos efetuam a transição para o ensino superior mesmo que tenham os menores desempenhos. Visualmente, o impacto das diferenças é que a baixa inclinação de uma linha imaginária que ligaria os pontos dos estudantes ricos ilustrados na Figura 3a é praticamente paralela ao eixo horizontal, enquanto a inclinação da mesma linha ligando os pontos dos estudantes pobres seria inclinada em um ângulo próximo de 45 graus. Ou seja, o desempenho pouco influencia a probabilidade de estudantes ricos entrarem no ensino superior, enquanto estudantes pobres dependem muito mais do desempenho para entrar. O gráfico aponta que, em todos os níveis de desempenho (com exceção do último) há diferenças na probabilidade de transição para o ensino superior entre os estratos de renda, ou seja, uma evidência clara de efeitos diretos.

A Figura 3b adiciona raça à análise dessa transição. Vemos que a associação entre renda e entrada no ensino superior é diferente entre os grupos raciais em cada nível de desempenho. Estudantes brancos, com a mesma renda e desempenho que estudantes PPI, têm taxas significativamente mais altas de entrada no ensino superior. Isso sugere que há desigualdade racial independentemente do nível de renda e desempenho dos estudantes, uma vez que estudantes nos mesmos estratos das duas variáveis têm probabilidades distintas de ingressarem no ensino superior.

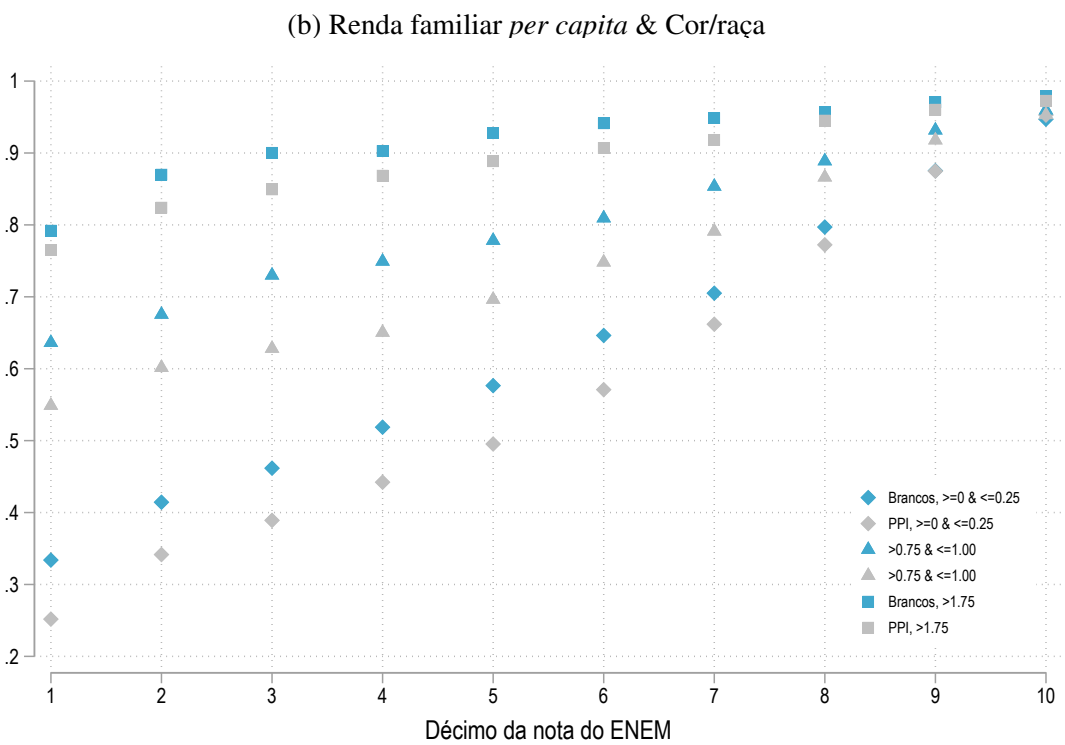
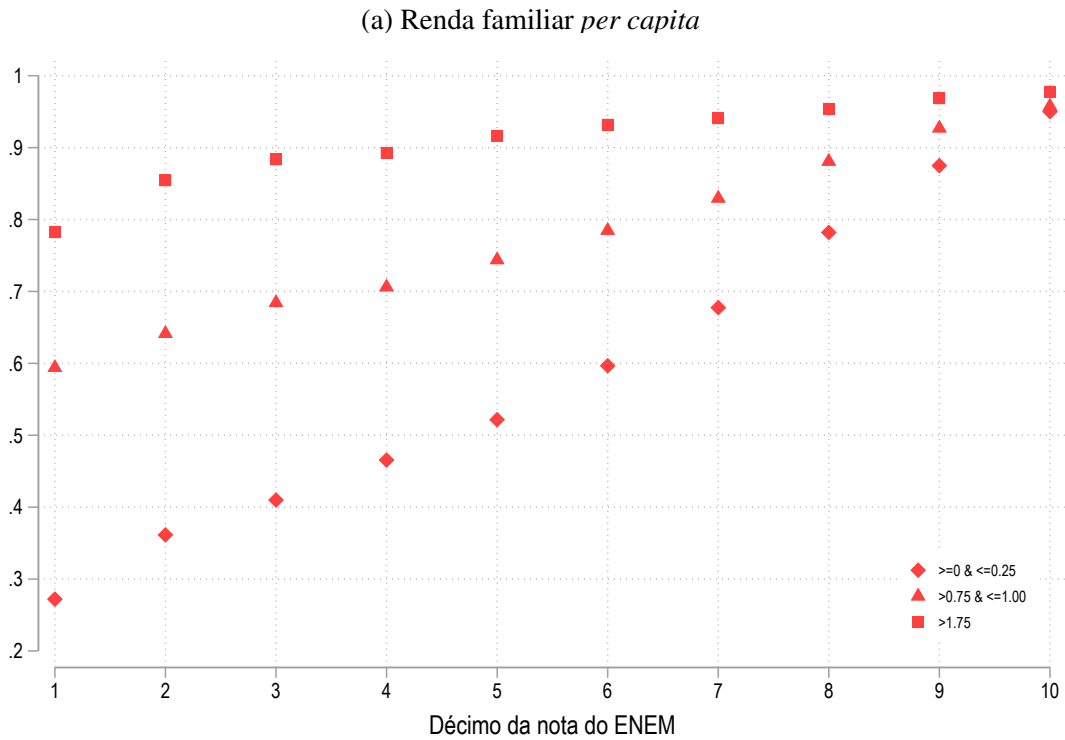
Reafirmamos nesses exercícios descritivos dois quadros conhecidos sobre os padrões da estratificação social e educacional brasileira: a desvantagem de estudantes PPI em relação à sua probabilidade de transição para o ensino superior, assim como sua posição em desvantagem nos indicadores sob nosso foco: desempenho e renda familiar *per capita*. Nas análises seguintes, utilizamos métodos multivariados para responder em que medida: (i) estudantes mais ricos têm maiores notas e taxas de transição para o ensino superior; (ii) como desigualdades de raça e renda familiar se combinam para explicar a variação nas notas e as chances de transição; e (iii) como renda, raça e nota se combinam em termos das probabilidades para os estudantes entrarem ou não no ensino superior.

6.2 Análise Multivariada e Decomposição

A Tabela 2 apresenta os efeitos marginais médios tomando como base de contraste o estrato de renda dos estudantes mais pobres. Portanto, expomos a vantagem que representa se encontrar em outros estratos de probabilidade de renda. Apresentamos os efeitos de duas especificações de modelo definidas na Seção 5.1: vazio e padrão.

Os números mostram que estudantes de todos os estratos de renda têm probabilidades maiores de entrar no ensino superior quando comparados aos mais pobres; as diferenças variam de 15% para o segundo estrato mais pobre a 46% para o estrato mais rico. Entre estudantes PPI, esses

Figura 3: Taxas de transição para o ensino superior para níveis de desempenho no Enem por estrato de renda (a) e estrato de renda e cor/raça (b) – Brasil, coorte 2012



Fonte: Elaboração própria a partir do cruzamento de bases do CEB, Enem e CES (Inep).

Tabela 2: Efeitos marginais médios entre probabilidade do menor estrato de renda e todos os outros – Brasil, coorte 2012^{a,b}

Estrato de renda	Total		Branços		PPI	
	Vazio	Padrão	Vazio	Padrão	Vazio	Padrão
>=0,00 & <=0,25 (ref.)						
>0,25 & <=0,50	0,15***	0,08***	0,14***	0,07***	0,15***	0,08***
>0,50 & <=0,75	0,26***	0,15***	0,25***	0,13***	0,28***	0,16***
>0,75 & <=1,00	0,30***	0,17***	0,29***	0,16***	0,32***	0,19***
>1,00 & <=1,25	0,35***	0,20***	0,32***	0,18***	0,37***	0,23***
>1,25 & <=1,50	0,40***	0,25***	0,36***	0,21***	0,43***	0,28***
>1,50 & <=1,75	0,41***	0,26***	0,37***	0,22***	0,44***	0,30***
>1,75	0,46***	0,31***	0,42***	0,26***	0,50***	0,36***

Fonte: Elaboração própria a partir do cruzamento de bases do CEB, Enem e CES (Inep).

*** $p < 0,001$ entre o estrato de comparação e o de referência.

^a As probabilidades previstas de referência dos cálculos são apresentadas na Tabela 5 (Apêndice).

^b As diferenças entre as probabilidades previstas dos modelos vazio e padrão e completo são estatisticamente diferentes ($p < 0,001$), o que indica que o controle pelo desempenho aprimora o modelo. Os testes são apresentados na Tabela 4 (Apêndice).

valores são ainda maiores: as diferenças variam de 15% a 50% quando comparamos PPI pobres e ricos. A adição do desempenho reduz a intensidade dos efeitos, o que indica que, ao menos em parte, a vantagem dos estratos mais ricos é mediada pelo desempenho. A Tabela 6 do Apêndice indica que os hiatos entre os estratos de renda diminuem à medida que comparamos estratos mais próximos. Ainda assim, mesmo na comparação entre os dois estratos mais ricos, estar no topo da distribuição de renda traz vantagens, independentemente do desempenho dos estudantes, tanto entre brancos quanto entre PPI.⁷

Os resultados da decomposição das diferenças entre o estrato mais pobre e todos os outros estratos são apresentados na Tabela 3,⁸ que resume as simulações contrafactuais que atribuem os estudantes para outros estratos de renda, mantendo seu desempenho nos valores observados.

Essa simulação contrafactual nos permite responder se as diferenças das probabilidades de transição para o ensino superior entre estudantes dos diversos estratos de renda – para a amostra geral (CF amostra) e para estudantes brancos (CF brancos) e PPI (CF PPI) – se devem aos efeitos da renda familiar na nota desses estudantes (efeitos indiretos) ou ao efeito direto da renda familiar na probabilidade de transição para o ensino superior. Nosso exercício contrafactual simula o que aconteceria se movêssemos os estudantes de seu estrato de renda observado para outro, sempre

⁷Em análises auxiliares, não apresentadas neste texto, estimamos um modelo que acrescenta ao modelo padrão as seguintes variáveis de controle: escolaridade dos pais, sexo, idade, identificação de domicílio rural e tipo de escola frequentada no ensino médio. Nossas conclusões se sustentam, portanto, optamos por apresentar a especificação do modelo mais parcimonioso.

⁸Na Tabela 8 (Apêndice) apresentamos o resultado para todos os outros contrastes possíveis.

Tabela 3: Decomposição das diferenças entre estratos de renda entre efeitos diretos e indiretos – Brasil, coorte 2012^{a,b}

Estrato de renda	Total				Branços				PPI			
	Indireto		Direto		Indireto		Direto		Indireto		Direto	
	Efeito	%	Efeito	%	Efeito	%	Efeito	%	Efeito	%	Efeito	%
>=0,00 & <=0,25 (ref.)												
>0,25 & <=0,50	0,07	0,41	0,10	0,59	0,05	0,33	0,10	0,67	0,06	0,37	0,10	0,63
>0,50 & <=0,75	0,10	0,36	0,18	0,64	0,07	0,29	0,18	0,71	0,09	0,32	0,19	0,68
>0,75 & <=1,00	0,12	0,37	0,21	0,63	0,08	0,28	0,21	0,72	0,11	0,34	0,21	0,66
>1,00 & <=1,25	0,12	0,33	0,25	0,67	0,08	0,26	0,24	0,74	0,11	0,30	0,26	0,70
>1,25 & <=1,50	0,11	0,26	0,32	0,74	0,07	0,20	0,29	0,80	0,10	0,24	0,33	0,76
>1,50 & <=1,75	0,11	0,24	0,33	0,76	0,07	0,19	0,30	0,81	0,10	0,22	0,34	0,78
>1,75	0,09	0,18	0,40	0,82	0,05	0,13	0,36	0,87	0,08	0,17	0,41	0,83

Fonte: Elaboração própria a partir do cruzamento de bases do CEB, Enem e CES (Inep).

^a As simulações que servem de base de referência para os cálculos estão apresentadas na Tabela 7 (Apêndice).

^b Os contrastes entre todos os estratos são apresentados na Tabela 8 (Apêndice).

superior, e mantivéssemos suas notas nos valores considerados. Quando fazemos o exercício de simulação com os estudantes mais pobres, os resultados apontam uma preponderância dos efeitos diretos de renda que superam o valor de 50% na composição das diferenças de todas as comparações. Por exemplo, usando a diferença entre os estudantes mais pobres e mais ricos, a decomposição revela que 40% (82% da diferença total) dos estudantes mais pobres, que não entraram no ensino superior, efetuariam a transição se mantivessem sua distribuição de notas, mas tivessem a probabilidade de transição dos estudantes mais ricos. A outra parte da diferença, 9% (18% da diferença total) é a que pode ser atribuível às disparidades de desempenho entre esses dois estratos de renda. Os resultados variam de intensidade, mas vão na mesma direção para os estudantes brancos e PPI.

As comparações entre o restante dos estratos apresentada na Tabela 8 do Apêndice sinalizam que, à medida que mudamos a base de comparação, a importância dos efeitos diretos cresce na amostra total para os dois grupos raciais. Ou seja, a competição se resolve não porque os estudantes mais ricos têm sua vantagem expressa através de seu desempenho no exame, mas sim pelo contrário: as diferenças observadas nas taxas de transição por estrato de renda operam *independentemente* do desempenho dos estudantes em cada estrato de renda. A vantagem observada na comparação entre estratos mais ricos em relação aos mais pobres, se deve mais às condições de renda familiar do que à sua capacidade de “transformar” suas vantagens em desempenho e proficiência acadêmica.

7 Conclusão

Neste artigo, analisamos as desigualdades na competição por uma vaga no ensino superior brasileiro entre estudantes que se formaram no ensino médio em 2012 e fizeram o Enem nos cinco anos

seguintes. Em particular, analisamos a influência da renda na probabilidade de entrar no ensino superior levando-se em conta o desempenho acadêmico e a autoidentificação racial dos estudantes. Este é o primeiro trabalho a analisar a interseção entre renda e raça atento aos efeitos diretos desses fatores, assim como a seus efeitos indiretos.⁹ Mobilizando dados administrativos longitudinais de alta qualidade – algo raro para pesquisas sobre países em desenvolvimento – descrevemos como renda, raça e desempenho estão relacionados às chances de ingresso no ensino superior brasileiro.

Nossos exercícios multivariados mostram a forte influência da renda familiar na probabilidade de acesso ao ensino superior. Adicionalmente, também apontamos que a renda não “protege” estudantes PPI na mesma intensidade que estudantes brancos. Ao decompor essas desigualdades, apontamos que a estruturação da estratificação das oportunidades de entrar no ensino superior por estrato de renda opera independentemente do desempenho observado entre alunos de estratos de renda mais rico.

Esses resultados sugerem que a renda é mais importante do que o desempenho na estruturação das oportunidades educacionais dos egressos do ensino médio no Brasil em 2012, que fizeram o Enem e buscaram entrar no ensino superior em um dos cinco anos subsequentes. Quanto maior o estrato de renda do estudante, menor é a contribuição do desempenho como fator estruturante da vantagem. Esse resultado chama atenção para a necessidade de se considerar simultaneamente desempenho e origem social no estudo da estratificação de oportunidades educacionais. Em um panorama de oferta educacional no ensino superior brasileiro, cujas vagas são desproporcionalmente concentradas no ensino privado (CARVALHAES; MEDEIROS; TAGLIARI, 2021), isso não chega a ser surpreendente. Os mais pobres dependem de seu desempenho acadêmico. Os mais ricos podem financiar outras estratégias de trajetória educacional

Ainda que este artigo tenha descrito importantes padrões de desigualdade para a realidade brasileira, há limitações. Primeiramente, relembramos a limitação da amostra. Como dito acima, trabalhamos em um nível de inferência representativo de alunos que se inscreveram e fizeram o Enem. Essa população não é estatisticamente idêntica aos egressos do ensino médio, portanto, nossos resultados devem ser interpretados com cautela devido ao conhecido processo de seletividade socioeconômica envolvido na candidatura a uma vaga no ensino superior.

Uma precaução adicional se dá na agregação dos grupos raciais preto, pardo e indígena. É possível que existam direções e intensidades distintas dos resultados para esses grupos, se estes forem avaliados separadamente. Outra questão relacionada à dimensão racial diz respeito à disponibilidade da informação e sua validade. Como estamos trabalhando com uma medida autodeclarada que pode garantir, na visão dos estudantes, acesso a certos benefícios (notas de corte maiores ou menores em cursos competitivos), pode haver algum grau de correlação entre

⁹Não identificamos trabalhos adotando esta abordagem na literatura sobre o Brasil.

desempenho e autoidentificação racial (FRANCIS; TANNURI-PIANTO, 2012).

Nossa definição de interseccionalidade também é limitada. Levamos em conta apenas duas dimensões que estratificam as oportunidades educacionais dos brasileiros, não tendo sido possível, para esta pesquisa, incorporar outros aspectos igualmente importantes. Especificamente, posteriores estudos devem estar atentos à dimensão de gênero. Parece-nos especialmente promissor avaliar se a vantagem educacional feminina identificada em múltiplos países (DiPRETE; BUCHMANN, 2013) e no Brasil (MENDES *et al.*, 2021) opera para mulheres negras quando comparadas a homens brancos.

Uma última limitação é o fato de avaliarmos apenas a desigualdade de acesso de maneira dicotômica: a entrada ou não no ensino superior. Onde os estudantes ingressam, em quais instituições e cursos com diferentes níveis de seletividade e como renda, raça e desempenho estruturam essa estratificação horizontal, é uma direção importante para pesquisas futuras.

Mesmo com esses limites, nossos resultados têm implicações não triviais. Primeiro, avaliamos um contexto de estratificação das oportunidades educacionais diferente daquele que domina o debate na literatura, focada principalmente em países desenvolvidos do hemisfério norte. Segundo, analisamos um contexto multirracial e mostramos a importância analítica, metodológica e empírica da incorporação da interseccionalidade na avaliação das oportunidades educacionais. Finalmente, nossos resultados apontam que os processos de produção de (des)vantagens de renda não apagam a estratificação racial, o que sugere que políticas que pretendam incentivar a equidade no acesso ao ensino superior brasileiro terão que acionar diferentes mecanismos na promoção de um ensino superior menos desigual, do ponto de vista material, e mais diverso e representativo, do ponto de vista racial.

Referências

- ALMEIDA, W. M. Os herdeiros e os bolsistas do Prouni na cidade de São Paulo. **Educação & Sociedade**, v. 36, n. 130, p. 85–100, 2015.
- ALON, S. The evolution of class inequality in higher education: Competition, exclusion, and adaptation. **American Sociological Review**, v. 74, n. 5, p. 731–755, 2009.
- ALVES, M. T. G.; SOARES, J. F.; XAVIER, F. P. Desigualdades educacionais no ensino fundamental de 2005 a 2013: hiato entre grupos sociais. **Revista Brasileira de Sociologia**, v. 4, n. 7, p. 49–82, 2016.
- BALBACHEVSKY, E. Higher education in Brazil: Different worlds and diverse beliefs. **Comparative & International Higher Education**, n. 5, p. 71–74, 2013.
- BARBOSA, M. L. O. A qualidade da escola e as desigualdades raciais no Brasil. In: SOARES, S. *et al.* (Ed.). **Os mecanismos de discriminação racial nas escolas brasileiras**. Rio de Janeiro: Ipea, 2005. p. 93–119.
- BARONE, C.; BARG, K.; ICHOU, M. Relative risk aversion models: How plausible are their assumptions? **Rationality and Society**, SAGE Publications Ltd, v. 33, n. 2, p. 143–175, 2021.
- BARONE, C. *et al.* Information barriers, social inequality, and plans for higher education: Evidence from a field experiment. **European Sociological Review**, v. 33, n. 1, p. 84–96, 2017.
- BECKER, K. L.; ARENDS-KUENNING, M. P. Analysis of math test score gap between white and non-white students in Brazilian public schools: Saeb 2015. **The Review of Black Political Economy**, SAGE Publications Inc, v. 47, n. 2, p. 138–158, 2020.
- BOUDON, R. **A desigualdade das oportunidades: a mobilidade social nas sociedades industriais**. Brasília: Editora Universidade de Brasília, 1981.
- CAMERON, S. V.; HECKMAN, J. J. Life cycle schooling and dynamic selection bias: Models and evidence for five cohorts of American males. **Journal of Political Economy**, v. 106, n. 2, p. 262–333, 1998.
- CARDOSO, L. O. *et al.* Fatores socioeconômicos, demográficos, ambientais e comportamentais associados ao excesso de peso em adolescentes: uma revisão sistemática da literatura. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, Associação Brasileira de Saúde Coletiva, v. 12, n. 3, p. 378–403, 2009.
- CARVALHAES, F.; MEDEIROS, M.; TAGLIARI, C. **Expansão e Diversificação Do Ensino Superior: Privatização, Educação a Distância e Concentração de Mercado No Brasil, 2002-2016**. Rochester, NY, 2021.
- CHIEN, C.-L.; MONTJOURIDÈS, P.; VAN DER POL, H. Global trends of access to and equity in postsecondary education. In: Mountford-Zimdars, A.; HARRISON, N. (Ed.). **Access to Higher Education: Theoretical Perspectives and Contemporary Challenges**. Oxon: Routledge, 2017. p. 3–32.

CIOCCA ELLER, C.; DiPRETE, T. A. The paradox of persistence: Explaining the black-white gap in bachelor's degree completion. **American Sociological Review**, SAGE Publications Inc, v. 83, n. 6, p. 1171–1214, 2018.

COLLINS, P. H. Intersectionality's definitional dilemmas. **Annual Review of Sociology**, v. 41, n. 1, p. 1–20, 2015.

COLLINS, P. H.; CHEPP, V. Interseccionalidade. In: WAYLEN, G. *et al.* (Ed.). **The Oxford Handbook of Gender and Politics**. New York: Oxford University Press, 2013. p. 31–61.

CONWELL, J. A.; QUADLIN, N. Race, gender, higher education, and socioeconomic attainment: Evidence from baby boomers at midlife. **Social Forces**, v. 100, n. 3, p. 990–1024, 2022.

DiPRETE, T. A.; BUCHMANN, C. **The Rise of Women: The Growing Gender Gap in Education and What It Means for American Schools**. New York: Russell Sage Foundation, 2013.

FERNANDES, D. C. Race, socioeconomic development and the educational stratification process in Brazil. **Research in Social Stratification and Mobility**, n. 22, p. 365–422, 2004.

FRANCIS, A. M.; TANNURI-PIANTO, M. Using Brazil's racial continuum to examine the short-term effects of affirmative action in higher education. **The Journal of Human Resources**, v. 47, n. 3, p. 754–784, 2012.

GERBER, T. P.; CHEUNG, S. Y. Horizontal stratification in postsecondary education: Forms, explanations, and implications. **Annual Review of Sociology**, v. 34, n. 1, p. 299–318, 2008.

GONZALEZ, L. A categoria político-cultural de amefricanidade. **Tempo Brasileiro**, v. 92, n. 93, p. 69–82, 1988.

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

JACKSON, M. (Ed.). **Determined to Succeed? Performance versus Choice in Educational Attainment**. Stanford: Stanford University Press, 2013.

JACKSON, M.; JONSSON, J. O.; RUDOLPHI, F. Ethnic inequality in choice-driven education systems: A longitudinal study of performance and choice in England and Sweden. **Sociology of Education**, v. 85, n. 2, p. 158–178, 2012.

KARRUZ, A. Oferta, demanda e nota de corte: experimento natural sobre efeitos da Lei das Cotas no acesso à Universidade Federal de Minas Gerais. **Dados**, v. 61, n. 2, p. 405–462, 2018.

KOHLER, U.; KARLSON, K. B.; HOLM, A. Comparing coefficients of nested nonlinear probability models. **Stata Journal**, SAGE Publications, v. 11, n. 3, p. 420–438, 2011.

KUHL, P. K. *et al.* **Developing Minds in the Digital Age: Towards a Science of Learning for 21st Century Education**. Paris: OECD Publishing, 2019.

LONG, J. S.; FREESE, J. **Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata**. Third. College Station: Stata Press, 2014.

- MARTELETO, L. *et al.* Educational inequalities among latin American adolescents: Continuities and changes over the 1980s, 1990s and 2000s. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 30, n. 3, p. 352–375, 2012.
- MARTELETO, L.; MARSCHNER, M.; CARVALHAES, F. Educational stratification after a decade of reforms on higher education access in Brazil. **Research in Social Stratification and Mobility**, n. 46, p. 99–111, 2016.
- MARTELETO, L. J. Educational inequality by race in Brazil, 1982-2007: Structural changes and shifts in racial classification. **Demography**, v. 49, n. 1, p. 337–358, 2012.
- MENDES, T. *et al.* Azul ou rosa? A segregação de gênero das escolhas educacionais no ensino superior brasileiro, 2002-2016. **Cadernos de Pesquisa**, v. 51, p. 1–19, 2021.
- MEROLLA, D. M. Completing the educational career: High school graduation, four-year college enrollment, and bachelor's degree completion among black, hispanic, and white students. **Sociology of Race and Ethnicity**, SAGE Publications Inc, v. 4, n. 2, p. 281–297, 2018.
- MEROLLA, D. M.; JACKSON, O. Understanding differences in college enrollment: Race, class and cultural capital. **Race and Social Problems**, v. 6, n. 3, p. 280–292, 2014.
- MIZE, T. Best practices for estimating, interpreting, and presenting nonlinear interaction effects. **Sociological Science**, v. 6, p. 81–117, 2019.
- MIZE, T. D.; DOAN, L.; LONG, J. S. A general framework for comparing predictions and marginal effects across models. **Sociological Methodology**, v. 49, n. 1, p. 152–189, 2019.
- MORGAN, S. L. Models of college entry in the United States and the challenges of estimating primary and secondary effects. **Sociological Methods & Research**, v. 41, n. 1, p. 17–56, 2012.
- OSORIO, R. G. **A desigualdade racial de renda no Brasil: 1976-2006**. 2009. Tese (Doutorado em Sociologia) — Universidade de Brasília, Brasília, 2009.
- PARKER, P. D. *et al.* Will closing the achievement gap solve the problem? An analysis of primary and secondary effects for indigenous university entry. **Journal of Sociology**, SAGE Publications Ltd, v. 51, n. 4, p. 1085–1102, 2015.
- PRATES, A. A. P.; COLLARES, A. C. M. **Desigualdade e expansão do ensino superior na sociedade contemporânea: o caso brasileiro do final do século XX ao princípio do século XXI**. Belo Horizonte: Fino Traço, 2014.
- RIBEIRO, C. A. C. **Desigualdade de oportunidades no Brasil**. Belo Horizonte: Argumentvm, 2009.
- RIBEIRO, C. A. C.; CENEVIVA, R.; BRITO, M. M. A. Estratificação educacional entre jovens no Brasil: 1960 a 2010. In: ARRETCHE, M. (Ed.). **Trajetórias Das Desigualdades: Como o Brasil Mudou Nos Últimos Cinquenta Anos**. São Paulo: Editora Unesp/CEM, 2015. p. 79–108.
- RIBEIRO, S. C. Vestibular 1988: seleção ou exclusão? **Educação e Seleção**, n. 18, p. 93–110, 1988.

RIJKEN, S. R. H. **Educational Expansion and Status Attainment: A Cross-National and over-Time Comparison**. 1999. Tese (PhD in Sociology) — Utrecht University, Utrecht, 1999.

SAFFIOTI, H. I. B. **O poder do macho**. São Paulo: Moderna, 1987.

_____. **Gênero, Patriarcado e Violência**. São Paulo: Editora Fundação Perseu Abramo, 2004.

SAMPAIO, H. *et al.* Higher education challenges in Brazil. **Scholarship of Teaching and Learning in the South**, v. 1, n. 1, p. 39–59, 2017.

SANTOS, C. T.; LIMA, R. G.; CARVALHAES, F. O perfil institucional do sistema de ensino superior brasileiro após décadas de expansão. In: BARBOSA, M. L. O. (Ed.). **A expansão desigual do ensino superior no Brasil**. Curitiba: Appris, 2020. p. 27–56.

SCHUDDE, L. Heterogeneous effects in education: The promise and challenge of incorporating intersectionality into quantitative methodological approaches. **Review of Research in Education**, v. 42, n. 1, p. 72–92, 2018.

SENKEVICS, A. S. A expansão recente do ensino superior: cinco tendências de 1991 a 2020. In: MORAES, G. H.; ALBUQUERQUE, A. E. M. (Ed.). **Cenários do direito à educação**. Brasília: Inep, 2021, (Cadernos de Estudos e Pesquisas em Políticas Educacionais, v. 3). p. 199–246.

SHAVIT, Y.; ARUM, R.; GAMORAN, A. **Stratification in Higher Education: A Comparative Study**. Stanford: Stanford University Press, 2007.

SILVA, G. M. After affirmative action: Redrawing colour lines in Brazil. In: HATZIKIDI, K.; DULLO, E. (Ed.). **A Horizon of (Im)Possibilities: A Chronicle of Brazil's Conservative Turn**. London: University of London Press, 2021. p. 123–140.

SILVA, G. M.; REIS, E. Brazil. In: LAMONT, M. *et al.* (Ed.). **Getting Respect: A Comparative Look at How Discrimination Is Experienced by Stigmatized Groups in the United States, Brazil, and Israel**. Princeton: Princeton University Press, 2018. p. 122–168.

SILVA, G. M. D.; REIS, E. P. The multiple dimensions of racial mixture in Rio de Janeiro, Brazil: From whitening to Brazilian negritude. **Ethnic and Racial Studies**, Routledge, v. 35, n. 3, p. 382–399, 2012.

SILVA, N. d. V.; SOUZA, A. d. M. e. Um modelo para análise da estratificação educacional no Brasil. **Cadernos de Pesquisa**, n. 58, p. 49–57, 1986.

SOARES, J. F.; ALVES, M. T. G. Desigualdades raciais no sistema brasileiro de educação básica. **Educação e Pesquisa**, v. 29, n. 1, p. 147–165, 2003.

SOARES, J. F.; ALVES, M. T. G.; XAVIER, F. P. Effects of Brazilian schools on student learning. **Assessment in Education: Principles, Policy & Practice**, Routledge, v. 23, n. 1, p. 75–97, 2016.

SOARES, J. F.; DELGADO, V. M. S. Medida das desigualdades de aprendizado entre estudantes de ensino fundamental. **Estudos em Avaliação Educacional**, v. 27, n. 66, p. 754–780, 2016.

SOUZA, P. H. G. F. A history of inequality: Top incomes in Brazil, 1926-2015. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 57, p. 35–45, 2018.

TORCHE, F.; COSTA-RIBEIRO, C. Parental wealth and children's outcomes over the life-course in Brazil: A propensity score matching analysis. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 30, n. 1, p. 79–96, 2012.

VARGAS, J. H. C. **The denial of antiblackness: multiracial redemption and black suffering**. Minneapolis: University of Minnesota Press, 2018.

WINSHIP, C.; ELWERT, F. Effect heterogeneity and bias in main-effects-only regression models. In: DECHTER, R.; GEFFNER, H.; HALPERN, J. Y. (Ed.). **Heuristics, Probability and Causality: A Tribute to Judea Pearl**. London: College Publications, 2010. p. 327–336.

ZARIFA, D. *et al.* What's taking you so long? Examining the effects of social class on completing a bachelor's degree in four years. **Sociology of Education**, SAGE Publications Inc, v. 91, n. 4, p. 290–322, 2018.

Apêndice

Os cenários contrafactuais são calculados utilizando as fórmulas descritas abaixo (MORGAN, 2012, p. 27).¹⁰ Iniciamos com os cálculos em que não diferenciamos estudantes brancos de estudantes PPI, ou seja, as simulações que envolvem somente os estratos de renda.

$$CF_{\text{Observado para Contrafactual, Todos}} = \sum_D (\{E[ES|Estrato = \text{Contrafactual}, D] - E[ES|Estrato = \text{Observado}, D]\} Pr[D|Estrato = \text{Observado}]) \quad (1)$$

Onde ES é uma variável que indica se estudante fez a transição para o ensino superior e D é seu desempenho no ENEM, $Estrato$ indica um valor de referência do estrato de renda ou algum outro valor contrafactual de renda. A soma é feita para todos os valores de desempenho (D). O resultado da subtração pode ser interpretado como a probabilidade que um estudante no valor de renda observado (*e.g.*, estrato de renda mais baixo) teria de entrar no ensino superior, se mantivesse todos os fatores de influência de transição em seus valores observados mas tivesse a probabilidade de transição contrafactual em um outro estrato de renda (*e.g.*, estrato mais alto). No texto, concentramo-nos na comparação entre o estrato mais baixo e todos os outros, mas na Tabela 8 apresentamos a comparação entre todos estratos, sempre na direção da comparação entre estratos mais baixos com mais altos.

A formula a seguir define os exercícios de decomposição do hiato de renda para estudantes em diferentes grupos raciais. As equações são praticamente idênticas, mas agora definimos o grupo racial nos cálculos. O objetivo é o mesmo do passo anterior, agora levando em conta a interação entre estrato de renda e raça.

$$CF_{\text{Observado para Contrafactual, Brancos}} = \sum_D \{E[ES|Estrato = \text{Contrafactual}, Cor = \text{Branca}, D] - E[ES|Estrato = \text{Observado}, Cor = \text{Branca}, D]\} Pr[D|Estrato = \text{Observado}, Cor = \text{Branca}] \quad (2)$$

¹⁰Nas fórmulas apresentadas, se as bases de comparação se inverterem, os resultados diferem. Isso porque os efeitos são calculados a partir de médias calculadas em diferentes níveis da distribuição de desempenho dos estudantes. Como esse desempenho varia por estrato de renda e cor, a direção de cálculo dos efeitos gera diferença nas magnitudes dos efeitos calculados.

$$CF_{\text{Observado para Contrafactual,PPI}} = \sum_D \{E[ES|Estrato = \text{Contrafactual}, Cor = PPI, D] - E[ES|Estrato = \text{Observado}, Cor = PPI, D]\} Pr[D|Estrato = \text{Observado}, Cor = PPI] \quad (3)$$

Abaixo, segue um conjunto de cinco tabelas, mencionadas ao longo do texto, com informações complementares sobre as ilustrações e as análises apresentadas.

Tabela 4: Teste da diferença entre valores preditos dos estratos de renda na probabilidade de ingressar no ensino superior com e sem controle por desempenho no Enem – Brasil, coorte 2012

Estrato de renda	Total	Branco	PPI
>=0 & <=0,25	-0,10***	-0,12***	-0,08***
>0,25 & <=0,50	-0,03***	-0,05***	-0,01***
>0,50 & <=0,75	0,02***	-0,01***	0,03***
>0,75 & <=1,00	0,03***	0,01***	0,05***
>1,00 & <=1,25	0,04***	0,02***	0,06***
>1,25 & <=1,50	0,05***	0,03***	0,06***
>1,50 & <=1,75	0,05***	0,03***	0,06***
>1,75	0,05***	0,03***	0,06***

Fonte: Elaboração própria a partir do cruzamento de bases do CEB, Enem e CES (Inep).

*** $p < 0,001$ para teste bilateral entre modelos com e sem desempenho.

Tabela 5: Probabilidades previstas para ingressar no ensino superior por estrato de renda – Brasil, coorte 2012

(a) Total		
Estrato de renda	Vazio	Padrão
>=0 & <=0,25	0,50***	0,60***
>0,25 & <=0,50	0,64***	0,67***
>0,50 & <=0,75	0,76***	0,74***
>0,75 & <=1,00	0,80***	0,76***
>1,00 & <=1,25	0,84***	0,80***
>1,25 & <=1,50	0,89***	0,84***
>1,50 & <=1,75	0,90***	0,85***
>1,75	0,95***	0,91***
(b) Brancos		
Estrato de renda	Vazio	Padrão
>=0 & <=0,25	0,55***	0,67***
>0,25 & <=0,50	0,69***	0,74***
>0,50 & <=0,75	0,79***	0,80***
>0,75 & <=1,00	0,84***	0,82***
>1,00 & <=1,25	0,87***	0,85***
>1,25 & <=1,50	0,91***	0,88***
>1,50 & <=1,75	0,92***	0,89***
>1,75	0,96***	0,93***
(c) PPI		
Estrato de renda	Vazio	Padrão
>=0 & <=0,25	0,44***	0,52***
>0,25 & <=0,50	0,59***	0,61***
>0,50 & <=0,75	0,72***	0,68***
>0,75 & <=1,00	0,76***	0,71***
>1,00 & <=1,25	0,81***	0,75***
>1,25 & <=1,50	0,87***	0,81***
>1,50 & <=1,75	0,88***	0,82***
>1,75	0,94***	0,88***

Fonte: Elaboração própria a partir do cruzamento de bases do CEB, Enem e CES (Inep).

*** $p < 0,001$ para teste bilateral para H_0 : Probabilidade prevista = 0

Tabela 6: Efeitos marginais médios entre probabilidade de estratos de referência *versus* contrastes – Brasil, coorte 2012

Referência	Contraste	Total		Branços		PPI	
		Vazio	Padrão	Vazio	Padrão	Vazio	Padrão
>=0 & <=0,25	>0,25 & <=0,50	-0,15***	-0,08***	-0,14***	-0,07***	-0,15***	-0,08***
	>0,50 & <=0,75	-0,26***	-0,15***	-0,25***	-0,13***	-0,28***	-0,16***
	>0,75 & <=1,00	-0,30***	-0,17***	-0,29***	-0,16***	-0,32***	-0,19***
	>1,00 & <=1,25	-0,35***	-0,20***	-0,32***	-0,18***	-0,37***	-0,23***
	>1,25 & <=1,50	-0,40***	-0,25***	-0,36***	-0,21***	-0,43***	-0,28***
	>1,50 & <=1,75	-0,41***	-0,26***	-0,37***	-0,22***	-0,44***	-0,30***
	>1,75	-0,46***	-0,31***	-0,42***	-0,26***	-0,50***	-0,36***
>0,25 & <=0,50	>0,50 & <=0,75	-0,11***	-0,07***	-0,10***	-0,06***	-0,12***	-0,08***
	>0,75 & <=1,00	-0,16***	-0,09***	-0,15***	-0,08***	-0,17***	-0,10***
	>1,00 & <=1,25	-0,20***	-0,12***	-0,18***	-0,11***	-0,22***	-0,14***
	>1,25 & <=1,50	-0,25***	-0,17***	-0,22***	-0,14***	-0,28***	-0,20***
	>1,50 & <=1,75	-0,26***	-0,18***	-0,23***	-0,15***	-0,29***	-0,21***
	>1,75	-0,31***	-0,23***	-0,27***	-0,19***	-0,34***	-0,27***
>0,50 & <=0,75	>0,75 & <=1,00	-0,04***	-0,02***	-0,04***	-0,03***	-0,04***	-0,02***
	>1,00 & <=1,25	-0,09***	-0,06***	-0,08***	-0,05***	-0,09***	-0,07***
	>1,25 & <=1,50	-0,14***	-0,10***	-0,12***	-0,08***	-0,15***	-0,12***
	>1,50 & <=1,75	-0,15***	-0,11***	-0,13***	-0,09***	-0,17***	-0,14***
	>1,75	-0,20***	-0,17***	-0,17***	-0,14***	-0,22***	-0,19***
>0,75 & <=1,00	>1,00 & <=1,25	-0,04***	-0,03***	-0,03***	-0,02***	-0,05***	-0,04***
	>1,25 & <=1,50	-0,09***	-0,08***	-0,07***	-0,06***	-0,11***	-0,10***
	>1,50 & <=1,75	-0,10***	-0,09***	-0,08***	-0,06***	-0,12***	-0,11***
	>1,75	-0,15***	-0,14***	-0,13***	-0,11***	-0,18***	-0,17***
>1,00 & <=1,25	>1,25 & <=1,50	-0,05***	-0,05***	-0,04***	-0,04***	-0,06***	-0,06***
	>1,50 & <=1,75	-0,06***	-0,06***	-0,05***	-0,04***	-0,07***	-0,07***
	>1,75	-0,11***	-0,11***	-0,09***	-0,09***	-0,13***	-0,13***
>1,25 & <=1,50	>1,50 & <=1,75	-0,01***	-0,01**	-0,01**	-0,01	-0,01**	-0,01
	>1,75	-0,06***	-0,06***	-0,05***	-0,05***	-0,07***	-0,07***
>1,50 & <=1,75	>1,75	-0,05***	-0,05***	-0,04***	-0,05***	-0,06***	-0,06***

Fonte: Elaboração própria a partir do cruzamento de bases do CEB, Enem e CES (Inep).

** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$ entre o estrato de referência e o de contraste.

Tabela 7: Taxas simuladas de entrada no ensino superior estimadas a partir dos modelos com controle para desempenho no Enem – Brasil, coorte 2012

(a) Contrafactual amostra (CF amostra)								
Estrato de renda	>=0 & <=0,25	>0,25 & <=0,50	>0,50 & <=0,75	>0,75 & <=1,00	>1,00 & <=1,25	>1,25 & <=1,50	>1,50 & <=1,75	>1,75
>=0 & <=0,25	0,47	0,57	0,66	0,68	0,73	0,79	0,80	0,87
>0,25 & <=0,50	0,55	0,64	0,71	0,74	0,77	0,83	0,84	0,89
>0,50 & <=0,75	0,62	0,69	0,76	0,78	0,81	0,86	0,86	0,91
>0,75 & <=1,00	0,65	0,72	0,78	0,81	0,83	0,87	0,88	0,92
>1,00 & <=1,25	0,69	0,75	0,80	0,83	0,85	0,88	0,89	0,93
>1,25 & <=1,50	0,73	0,78	0,83	0,85	0,87	0,90	0,90	0,94
>1,50 & <=1,75	0,74	0,79	0,84	0,86	0,87	0,90	0,91	0,94
>1,75	0,81	0,85	0,88	0,90	0,91	0,93	0,93	0,96

(b) Contrafactual brancos (CF brancos)								
Estrato de renda	>=0 & <=0,25	>0,25 & <=0,50	>0,50 & <=0,75	>0,75 & <=1,00	>1,00 & <=1,25	>1,25 & <=1,50	>1,50 & <=1,75	>1,75
>=0 & <=0,25	0,55	0,64	0,72	0,75	0,79	0,84	0,85	0,91
>0,25 & <=0,50	0,61	0,69	0,76	0,79	0,82	0,86	0,87	0,92
>0,50 & <=0,75	0,66	0,73	0,79	0,82	0,84	0,88	0,88	0,93
>0,75 & <=1,00	0,69	0,76	0,81	0,84	0,86	0,89	0,89	0,94
>1,00 & <=1,25	0,72	0,78	0,83	0,85	0,87	0,90	0,90	0,94
>1,25 & <=1,50	0,75	0,80	0,85	0,87	0,88	0,91	0,91	0,95
>1,50 & <=1,75	0,76	0,81	0,86	0,88	0,89	0,92	0,92	0,95
>1,75	0,83	0,86	0,89	0,91	0,92	0,94	0,94	0,96

(c) Contrafactual PPI (CF PPI)								
Estrato de renda	>=0 & <=0,25	>0,25 & <=0,50	>0,50 & <=0,75	>0,75 & <=1,00	>1,00 & <=1,25	>1,25 & <=1,50	>1,50 & <=1,75	>1,75
>=0 & <=0,25	0,44	0,54	0,63	0,65	0,70	0,77	0,78	0,85
>0,25 & <=0,50	0,51	0,59	0,67	0,70	0,74	0,80	0,81	0,87
>0,50 & <=0,75	0,57	0,65	0,72	0,74	0,78	0,83	0,84	0,89
>0,75 & <=1,00	0,60	0,67	0,74	0,76	0,79	0,84	0,85	0,90
>1,00 & <=1,25	0,63	0,70	0,76	0,78	0,81	0,85	0,86	0,91
>1,25 & <=1,50	0,67	0,73	0,78	0,80	0,83	0,87	0,88	0,92
>1,50 & <=1,75	0,68	0,74	0,79	0,81	0,84	0,87	0,88	0,92
>1,75	0,75	0,80	0,84	0,85	0,87	0,90	0,91	0,94

Fonte: Elaboração própria a partir do cruzamento de bases do CEB, Enem e CES (Inep).

Tabela 8: Decomposição dos hiatos das probabilidades de entrada no ensino superior entre estratos de renda *per capita* entre efeitos diretos e indiretos – Brasil, coorte 2012

Referência	Comparação	Todos				Branços				PPI			
		Indireto		Direto		Indireto		Direto		Indireto		Direto	
		Efeito	%	Efeito	%	Efeito	%	Efeito	%	Efeito	%	Efeito	%
>=0 & <=0,25	>0,25 & <=0,50	0,07	0,41	0,10	0,59	0,05	0,33	0,10	0,67	0,06	0,37	0,10	0,63
	>0,50 & <=0,75	0,10	0,36	0,18	0,64	0,07	0,29	0,18	0,71	0,09	0,32	0,19	0,68
	>0,75 & <=1,00	0,12	0,37	0,21	0,63	0,08	0,28	0,21	0,72	0,11	0,34	0,21	0,66
	>1,00 & <=1,25	0,12	0,33	0,25	0,67	0,08	0,26	0,24	0,74	0,11	0,30	0,26	0,70
	>1,25 & <=1,50	0,11	0,26	0,32	0,74	0,07	0,20	0,29	0,80	0,10	0,24	0,33	0,76
	>1,50 & <=1,75	0,11	0,24	0,33	0,76	0,07	0,19	0,30	0,81	0,10	0,22	0,34	0,78
	>1,75	0,09	0,18	0,40	0,82	0,05	0,13	0,36	0,87	0,08	0,17	0,41	0,83
>0,25 & <=0,50	>0,50 & <=0,75	0,05	0,39	0,08	0,61	0,03	0,32	0,07	0,68	0,04	0,35	0,08	0,65
	>0,75 & <=1,00	0,07	0,40	0,10	0,60	0,05	0,33	0,10	0,67	0,06	0,37	0,10	0,63
	>1,00 & <=1,25	0,08	0,35	0,14	0,65	0,05	0,30	0,12	0,70	0,07	0,32	0,15	0,68
	>1,25 & <=1,50	0,07	0,27	0,19	0,73	0,05	0,23	0,17	0,77	0,07	0,25	0,21	0,75
	>1,50 & <=1,75	0,07	0,26	0,20	0,74	0,05	0,23	0,18	0,77	0,07	0,24	0,22	0,76
	>1,75	0,06	0,19	0,26	0,81	0,04	0,15	0,23	0,85	0,06	0,18	0,28	0,82
>0,50 & <=0,75	>0,75 & <=1,00	0,02	0,47	0,02	0,53	0,02	0,39	0,03	0,61	0,02	0,46	0,02	0,54
	>1,00 & <=1,25	0,04	0,40	0,05	0,60	0,03	0,36	0,05	0,64	0,03	0,37	0,06	0,63
	>1,25 & <=1,50	0,04	0,30	0,10	0,70	0,03	0,27	0,09	0,73	0,04	0,27	0,11	0,73
	>1,50 & <=1,75	0,04	0,29	0,11	0,71	0,03	0,27	0,09	0,73	0,04	0,26	0,12	0,74
	>1,75	0,04	0,22	0,15	0,78	0,03	0,18	0,14	0,82	0,05	0,21	0,18	0,79
>0,75 & <=1,00	>1,00 & <=1,25	0,02	0,40	0,03	0,60	0,01	0,39	0,02	0,61	0,02	0,35	0,03	0,65
	>1,25 & <=1,50	0,03	0,30	0,06	0,70	0,02	0,28	0,05	0,72	0,03	0,26	0,08	0,74
	>1,50 & <=1,75	0,03	0,29	0,07	0,71	0,02	0,29	0,06	0,71	0,03	0,25	0,09	0,75
	>1,75	0,03	0,23	0,12	0,77	0,03	0,20	0,10	0,80	0,04	0,21	0,14	0,79
>1,00 & <=1,25	>1,25 & <=1,50	0,01	0,29	0,03	0,71	0,01	0,27	0,03	0,73	0,01	0,25	0,04	0,75
	>1,50 & <=1,75	0,02	0,30	0,04	0,70	0,01	0,30	0,03	0,70	0,02	0,25	0,05	0,75
	>1,75	0,03	0,24	0,08	0,76	0,02	0,22	0,07	0,78	0,03	0,23	0,10	0,77
>1,25 & <=1,50	>1,50 & <=1,75	0,00	0,48	0,01	0,52	0,00	0,56	0,00	0,44	0,00	0,29	0,01	0,71
	>1,75	0,02	0,30	0,04	0,70	0,01	0,27	0,04	0,73	0,02	0,29	0,05	0,71
>1,50 & <=1,75	>1,75	0,02	0,30	0,03	0,70	0,01	0,26	0,03	0,74	0,02	0,31	0,04	0,69

Fonte: Elaboração própria a partir do cruzamento de bases do CEB, Enem e CES (Inep).