

Estado da publicação: Não informado pelo autor submissor

Desvantagens duplas: Estrutura institucional e vantagens compensatórias no ensino superior brasileiro

Adriano S. Senkevics, Flavio Carvalhaes, Carlos A. Costa Ribeiro, Rogério J. Barbosa

<https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.6107>

Submetido em: 2023-05-17

Postado em: 2023-05-22 (versão 1)

(AAAA-MM-DD)

Desvantagens duplas: estrutura institucional e vantagens compensatórias no ensino superior brasileiro

Adriano S. Senkevics* Flávio Carvalhaes[†] Carlos A. Costa Ribeiro[‡]
Rogério J. Barbosa[§]

17 de maio de 2023

Resumo

Este trabalho discute a interação entre origem social e desempenho escolar nas probabilidades de acesso ao ensino superior no Brasil no auge da política expansionista que caracterizou o sistema educacional brasileiro desde a década de 1990. Especificamente, procuramos responder três perguntas: (a) como renda familiar e desempenho se combinam na estruturação das chances de acesso dos jovens? (b) até que ponto a nota pode compensar uma renda baixa ou, ao contrário, a renda familiar compensar desempenhos insuficientes na prova? (c) como essas desigualdades se articulam com a segmentação do ensino superior entre os setores público e privado? Os dados derivam de um painel de egressos do ensino médio em 2012 acompanhados por cinco anos após a conclusão da educação básica, com base em cruzamentos de registros administrativos. Os resultados indicam que para o acesso ao setor público – majoritariamente gratuito e composto por instituições academicamente seletivas – o desempenho é o preditor mais importante, independentemente da origem socioeconômica do candidato. O mesmo não se pode dizer do acesso a instituições privadas que, além de apresentar forte hiato socioeconômico, permite que estudantes nos estratos mais altos de renda tenham elevadas chance de acessá-lo ainda que apresentem os piores desempenhos. Concluimos que a estratificação horizontal da educação brasileira estrutura a ocorrência de vantagens duplas para estudantes de origem privilegiada: vantagens compensatórias no acesso ao setor privado e vantagens cumulativas no acesso ao setor público, em razão, respectivamente, de seus privilégios de origem e de suas probabilidades de obter maiores notas.

Palavras-chave: Desempenho escolar, Estratificação horizontal, Meritocracia, Nível socioeconômico, Vantagens compensatórias.

*Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). <<https://orcid.org/0000-0003-2311-1072>>.

[†]Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). <<https://orcid.org/0000-0002-3782-1326>>.

[‡]Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ). <<https://orcid.org/0000-0002-9031-4665>>.

[§]Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ). <<https://orcid.org/0000-0002-6796-4547>>.

1 Introdução

Estudantes com o mesmo nível de desempenho acadêmico têm probabilidades distintas de prosseguir suas carreiras educacionais, uma afirmação que encontra suporte empírico em variados contextos (JACKSON; JONSSON, 2013). A literatura sobre estratificação educacional propõe duas formas de entender como características socioeconômicas das famílias de origem se associam às probabilidades de estudante prosseguirem ou não no sistema educacional: os efeitos diretos e os indiretos. Por efeitos indiretos, entende-se a associação entre origem social (*e.g.*, classe, escolaridade parental) e desempenho escolar; já os efeitos diretos são mensurados pela associação entre origem social e transição educacional, uma vez controlado o desempenho (JACKSON, 2013). Diversos estudos apontam que estudantes pobres e ricos com desempenhos idênticos ou similares têm chances distintas de seguir no sistema educacional devido à sua percepção dos custos de oportunidade envolvidos na continuidade da trajetória escolar (VALDÉS, 2021), o acesso díspar à informação (BARONE *et al.*, 2017; BERNARDI; CEBOLLA-BOADO, 2014) e a diferentes formas de avaliar a probabilidade de sucesso em níveis educacionais mais avançados (BARONE; TRIVENTI; ASSIRELLI, 2018).

Pesquisas recentes mostram o quão heterogêneos são os efeitos diretos e indiretos a depender da combinação entre origem socioeconômica e nível de desempenho (BERNARDI; TRIVENTI, 2020; TROIANO; TORRENTS; DAZA, 2019). A heterogeneidade dos efeitos socioeconômicos indica explicitamente que as vantagens de origem socioeconômica atuam de distintas formas para estudantes ricos e pobres ao longo de diferentes níveis de desempenho. Mais especificamente, cientistas sociais argumentam que a posição socioeconômica dos estudantes pode atuar de forma compensatória, por exemplo, ao baixo desempenho educacional. Para quais grupos sociais, com qual magnitude e com quais impactos sobre o destino educacional esses privilégios atuam são questões em aberto, sujeitas a variações no tempo e no espaço; pesquisas recentes mostram sua operação sobretudo em países desenvolvidos como Itália (BERNARDI; TRIVENTI, 2020), Espanha (BERNARDI; CEBOLLA, 2014; TROIANO; TORRENTS; DAZA, 2019), França (HERBAUT, 2019) e Noruega (WIBORG; GRÄTZ, 2022).

Três implicações dessa mudança de foco devem ser destacadas. Primeira, as desigualdades de resultados educacionais serão tão maiores quanto menor for o desempenho escolar, justamente pelo efeito compensatório que a origem social apresenta sobre os mais privilegiados (BERNARDI, 2012). Segunda, incrementos no desempenho escolar podem ser bastante importantes para os indivíduos com origem social desprivilegiada, pois estes contam somente com o desempenho para alcançar algum sucesso educacional, haja vista que estão privados da compensação de desvantagens de base socioeconômica (BERNARDI; TRIVENTI, 2020; LI, 2019). Terceira,

esses padrões podem variar em função da estratificação horizontal e de como as condições institucionais de oferta educacional moderam a ocorrência de vantagens compensatórias.

Esse último ponto, no entanto, ainda não foi suficientemente abordado pela literatura atenta aos efeitos compensatórios que operam na interação entre origem socioeconômica e desempenho educacional. Argumentamos, a partir de uma análise minuciosa do caso brasileiro, que as vantagens compensatórias são condicionadas pelos arranjos institucionais dos sistemas de educação superior, em sentidos opostos a depender da importância atribuída ao nível socioeconômico e ao desempenho em cada configuração institucional. Por um lado, programas acadêmicos de elevado custo econômico e que não sejam objeto de políticas de ação afirmativa podem impor barreiras socioeconômicas a estudantes com origens em famílias mais pobres, ainda que estes apresentem alto desempenho (HOXBY; AVERY, 2012; CAMPBELL *et al.*, 2019); por outro lado, programas menos seletivos academicamente podem representar uma porta mais acessível aos estratos desprivilegiados, a depender dos custos associados e da localização desses programas (BASTEDO; JAQUETTE, 2011). Até onde pudemos identificar, a combinação entre destinos educacionais e estratégias compensatórias por parte das famílias e estudantes não tem sido suficientemente investigada, ao menos não em termos de vantagens compensatórias propriamente ditas – com raras exceções (YASTREBOV; KOSYAKOVA; KURAKIN, 2018). É justamente esse o foco deste artigo.

A atenção à oferta educacional se justifica porque a formação dos sistemas educacionais é permeada por relações de poder e conflitos de classes, um tema central de estudos clássicos sobre a formação de sistemas educacionais e de seu consumo (BOWLES; GINTIS, 1976; BRINT; KARABEL, 1989). A estrutura organizacional da educação em vários países é caracterizada por divisões hierárquicas entre instituições de ensino superior voltadas a conferir diplomas academicamente seletivos e de maior prestígio social e outras destinadas a diplomas menos valorizados socialmente, com frequência em programas vocacionais (ARUM; GAMORAN; SHAVIT, 2007). As primeiras tendem a angariar estudantes de origem social mais privilegiada e, da mesma forma, preparam a elite de suas respectivas nações; as segundas, assimilam os filhos de trabalhadores e representam as fronteiras mais acessíveis da expansão educacional (LUCAS, 2017).

Este artigo fornece evidências sobre ocorrência de vantagens compensatórias na estruturação das desigualdades de acesso à universidade no Brasil, incorporando a desigualdade horizontal através de uma operacionalização sensível ao setor privado e público. O setor público é composto por universidades de pesquisa e totalmente gratuitas para os estudantes, portanto, são mais seletivas e incluem uma maior diversidade de áreas de estudo. Em contraste, as universidades privadas são predominantemente compostas por instituições de ensino (em que não há pesquisa), contam com menor diversidade de áreas de estudo (tipicamente áreas voltadas

para o mercado de trabalho), e são pouco seletivas do ponto de vista do desempenho acadêmico para o acesso. Utilizamos dados cruzados de registros administrativos da educação básica e superior e de um exame de larga escala que subsidia os processos de admissão das universidades, administrados pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (Inep), Ministério da Educação. Com base em um painel de jovens egressos do ensino médio de 2012, a partir do qual cada indivíduo é acompanhado por até cinco anos após a conclusão da educação secundária, abordamos as seguintes questões de pesquisa: (a) como a origem socioeconômica e o desempenho no Enem modelam as chances de acesso dos jovens? (b) até que ponto a nota pode compensar a baixa origem social ou, do contrário, o nível socioeconômico alto das famílias compensa desempenhos insuficientes na prova? (c) como essas desigualdades se articulam com a segmentação do ensino superior entre os setores público e privado?

2 A educação superior no Brasil

O Brasil é uma nação marcada por forte democratização de oportunidades educacionais desde a década de 1950, com a crescente expansão da educação primária e secundária, e a partir da década de 1990 com a expansão do ensino médio e superior (RIBEIRO; CENEVIVA; BRITO, 2018). Ao longo da década de 2010, o país alcançou o auge da expansão dos programas de graduação, chegando em 2020 à cifra de 8,6 milhões de matrículas – comparada à somente 1,5 milhão em 1990 – e uma taxa líquida de matrícula de 25,5% da população entre 18 e 24 anos de idade. Comparado com outros países de nível similar de desenvolvimento, a proporção de brasileiros que acessa e conclui o ensino superior não é alta. Para pessoas entre 25 a 34 anos de idade que cursavam ou em 2019 está proporção era de 21%, enquanto no México era 24%, na Colômbia 30%, no Chile 34%, na Argentina 40%, e nos países membros da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico a média era de 45% (OECD, 2020). O acesso à educação terciária brasileira varia substancialmente em função da origem socioeconômica familiar. Em 2019, 61,5% dos jovens pertencentes ao quintil de renda mais rico da sociedade brasileira frequentavam ou já tinham concluído o ensino superior; em contraste, a mesma condição ocorria com apenas 7.6% dos jovens pertencentes ao quintil mais pobre (INEP, 2020).

Até o início dos anos 1990, a educação terciária consistia em um sistema elitizado, destinado aos segmentos mais ricos da população, frequentado majoritariamente pelo grupo racialmente privilegiado (brancos), estudantes de famílias com pais mais escolarizados e de renda familiar per capita mais elevada (SCHWARTZMAN, 2004; MARTELETO; MARSCHNER; CARVALHAES, 2016). Pesquisas indicam que a expansão educacional brasileira seguiu o padrão conhecido como “adiamento da seletividade” (SHAVIT; YAISH; BAR-HAIM, 2007), isto é,

a redução das desigualdades na conclusão da escolarização básica foi compensada por um deslocamento da seletividade para os níveis superiores de instrução formal (FERNANDES, 2004; COLLARES, 2010; BRITO, 2014; MONT'ALVÃO, 2015). Ou seja, a diminuição da desigualdade de oportunidades nos primeiros níveis de ensino pressiona os níveis subsequentes. Isso porque coortes mais heterogêneas do ponto de vista não só das origens sociais, mas também de desempenho acadêmico e outros atributos propícios à escolarização, passam a estar presentes em etapas subsequentes do sistema educacional. Conforme desenvolve Lucas (2017), a ampliação da cobertura escolar resulta em incrementos numéricos na massa de candidatos ao ensino superior; em contraste, a composição das coortes de estudantes passa a ser mais heterogênea e desigual, o que por seu turno fornece subsídios para que as barreiras de ingresso ao ensino superior selecionem candidatos mais bem preparados e/ou de maior nível socioeconômico.

Recentemente, esse padrão tem sido arrefecido em prol de níveis de acesso menos desiguais. Com base em dados domiciliares, Salata (2018) demonstra que somente após 2010 a expansão da rede de ensino superior fez frente à crescente demanda originada nos níveis de ensino anteriores. Segundo as razões de chance de acesso ao ensino superior entre a população elegível de jovens: entre 1995 e 2005, houve uma elevação de 12,6 para 13,7 nas chances de ingressos dos filhos de profissionais liberais em comparação a filhos de trabalhadores manuais não qualificados, ao passo que entre 2005 e 2015 observa-se uma inédita redução para uma razão de 8,0. Tendências parecidas aconteceram em prejuízo de filhos de administradores e gerentes e de proprietários empregadores, todos em comparação aos filhos de trabalhadores da base da pirâmide. Esse movimento de inflexão em prol de oportunidades de acesso mais equânimes e inclusivas também foi encontrado por outros autores a partir de fontes similares (MONT'ALVÃO, 2014; CASEIRO, 2016; CARVALHO; WALTEBERG, 2015; MARTELETO; MARSCHNER; CARVALHAES, 2016).

Esse quadro pode ser complementado por uma análise atenta à desigualdade horizontal, sensível à heterogeneidade que caracteriza os sistemas de ensino terciário. Desse ponto de vista o Brasil pode ser enquadrado em um sistema binário (ver ARUM; GAMORAN; SHAVIT, 2007), uma vez que há uma forte distinção entre as instituições que compõem um setor público gratuito e academicamente seletivo e um setor privado pago e academicamente pouco seletivo (McCOWAN, 2004; SALTO, 2018). No primeiro, dominam as universidades com autonomia didático-científica e dedicação à pesquisa, as quais abarcam 22% das matrículas; ao lado disso, uma forte expansão das universidades federais dobrou o número de matrículas entre 2008 e 2018 (SENKEVICS, 2021). Já o setor privado prioriza cursos de baixo custo econômico e alta demanda social, os quais somam 78% das matrículas em tendência crescente desde as últimas décadas. Nesse setor, a importância de um pequeno conjunto de universidades confessionais

com tradição de pesquisa passou a dividir espaço com o competitivo mercado das faculdades particulares de massa voltadas para o lucro, propriedade de grandes conglomerados empresariais com foco exclusivo em ensino (CARVALHAES; MEDEIROS; SANTOS, 2022). Esta situação foi incrementalmente produzida a partir de 1964, marcado por um golpe militar no país, quando havia apenas 37 universidades no Brasil – na sua maioria públicas. Nos anos subsequentes até o período atual a proporção de instituições privadas aumentou espetacularmente. Em 2021, já eram 313 públicas (12%) e 2.261 privadas (88%), sendo estas últimas predominantemente de baixa qualidade acadêmica.

Evidências recentes têm demonstrado que o setor público, em contraste com o setor privado, é mais igualitário no acesso, no sentido de que a seleção para ingresso é menos dependente do *background* socioeconômico do candidato (BRITO, 2014; MONT'ALVÃO, 2015). Embora alguns autores não tenham encontrado variações temporais nessa tendência (SALATA, 2018), outros têm observado que, entre 2000 e 2010, as universidades públicas tornaram-se mais inclusivas, de tal sorte que seu processo de admissão se tornou menos associado ao nível socioeconômico familiar (BRITO, 2014). O mesmo não se pode dizer com relação ao setor privado. Parte do aumento da estratificação na entrada do ensino superior até 2010 se deve ao crescimento desproporcional das faculdades privadas, cujas peculiaridades comprometem a garantia de acesso e permanência a estudantes de camadas populares (MONT'ALVÃO, 2011; BRITO, 2014).

Embora esses estudos tenham contribuído para o conhecimento sobre as oportunidades educacionais de acessar o ensino superior brasileiro ao demonstrar o quão dependente é o acesso ao nível universitário das características socioeconômicas dos jovens e de suas famílias, bem como as mutações ao longo tempo que transformaram esse padrão no decorrer da política expansionista; porém, todas elas esbarram em limitações metodológicas patentes. Em comum, essas pesquisas utilizam dados de pesquisas domiciliares, que apresentam sérias limitações para o estudo da estratificação educacional principalmente pelo fato de não trazerem informações sobre o desempenho escolar dos candidatos. Trata-se de uma informação decisiva, uma vez que a trajetória pós-educação básica é dependente da proficiência que o jovem adquire ao longo da escolarização e das possibilidades de escolha que um desempenho mais ou menos elevado proporciona (DIPRETE; EIRICH, 2006; JACKSON, 2013). No passado, essa limitação suscitou uma das principais críticas aos estudos das transições entre etapas educacionais pela sua incapacidade de compreender a heterogeneidade não observada das coortes que progredem ao longo da escolarização (CAMERON; HECKMAN, 1998), algo reconhecido pelo formulador inicial desta tradição de pesquisas (MARE, 1980) e parcialmente corrigido nas pesquisas que analisam transições educacionais incorporando variáveis de desempenho e proficiência acadêmica

em vários países, mas ainda não no Brasil (para uma exceção, ver [CARVALHAES; SENKEVICS; RIBEIRO, 2022](#)). Adicionalmente, do lado da oferta educacional, a ausência da informação não permite identificar o nível de seletividade acadêmica das diferentes instituições que compõem o sistema de ensino superior no país.

Ainda que exista uma tradição consolidada no Brasil de estudos sobre desigualdade educacional com atenção ao desempenho escolar ([ALVES *et al.*, 2017](#); [SOARES; ALVES; XAVIER, 2016](#); [FERRÃO, 2014](#)), raramente esses estudos contêm desenhos de pesquisa que observem o mesmo aluno em pelo menos dois pontos no tempo, especialmente em níveis educacionais distintos. Além disso, tais pesquisas focalizam o ensino primário. De modo geral, quando alguma medida de desempenho acadêmico está disponível, a informação sobre o fluxo do estudante no sistema educacional não está. Assim, a análise das trajetórias educacionais quase nunca é observada, e fenômenos como a transição entre o ensino médio e o superior se tornam pontos cegos na pesquisa com dados brasileiros. Estudar essa transição exige que se tenha dados tanto de egressos do ensino médio quanto de ingressantes no ensino superior, o que implica seguir os mesmos estudantes ao longo do tempo, cruzando-se dados dos dois níveis de ensino, algo relativamente comum em pesquisas em países desenvolvidos ([JACKSON, 2013](#)) mas ausente em pesquisas sobre o Brasil ([RIBEIRO; CARVALHAES, 2020](#)) e países em níveis similares de desenvolvimento. Como detalhamos na seção seguinte, este artigo contorna essa limitação através de dados longitudinais que contêm medida de desempenho e seguem egressos do ensino médio até seu ingresso (ou não) no ensino superior.

3 Dados, variáveis e métodos

3.1 Bases de dados

Construímos um painel longitudinal a partir do cruzamento de três bases de dados produzidas pelo Inep, Ministério da Educação. O ponto de partida é o Censo da Educação Básica através do qual se obteve dados da coorte de 1,69 milhão de jovens egressos do ensino médio em 2012. Foram mantidos apenas os jovens entre 16 e 22 anos, que constituem 97% de todos os egressos. Para localizar esses jovens nas demais bases de dados, trabalhamos com uma chave de identificação individual: o Cadastro de Pessoa Física. Por meio desta, os indivíduos foram rastreados em cada edição do Censo da Educação Superior entre 2013 e 2017, com o intuito de 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 Exame Nacional do Ensino Médio (Enem) de 2012 a 2016.

O Enem é um exame nacional padronizado não obrigatório, administrado em dois dias diferentes pelo Inep. O principal objetivo do exame é testar o nível de conhecimento dos alunos do ensino médio 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; 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, assim como para a candidatura a um conjunto de políticas de bolsas de estudos e créditos estudantis no ensino superior privado. Isso torna o exame um teste *high stakes* estratégico para esta pesquisa, visto que qualquer aluno que se inscreve em uma instituição de ensino superior seletiva, ou que deseja acessar alguma política indutora do acesso, é incentivado a realizar o certame. Os candidatos do Enem preenchem um questionário socioeconômico com informações sobre suas famílias, domicílios e trajetória escolar. Acrescida das notas obtidas nas provas, esses dados são os únicos disponíveis para investigar como renda familiar e desempenho se combinam no acesso à graduação em escala nacional no Brasil.

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 96,7% de egressos acompanhados na análise, dois terços (65,8%) participaram de alguma edição do Enem entre 2012 e 2016. Por mais que a participação no Enem seja importante para acessar o ensino superior, não é um pré-requisito, haja vista que determinadas instituições 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 acompanhamento. 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 autoseleção 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.

3.2 Variáveis

Nossa variável dependente é o ingresso no ensino superior, estudado por meio de uma variável categórica nominal (0 = não ingresso; 1 = ingresso no setor público; 2 = ingresso no setor privado). O intuito é comparar o acesso aos setores público e privado, sabendo das diferenças estruturais que os caracterizam e dos distintos padrões de desigualdade já identificados pela literatura. As variáveis focais são a renda domiciliar *per capita* e nota média no Enem.

A renda domiciliar *per capita* é calculada pelo ponto médio da faixa de salário mínimo dividido pelo número de habitantes no domicílio e em seguida recodificada em quintis de renda na forma de uma variável categórica ordinal; a análise privilegiará a comparação entre o primeiro quintil (1Q) e o último quintil (5Q), os quais representam, respectivamente, os jovens pertencentes aos segmentos 20% mais pobres e 20% mais ricos dos egressos do ensino médio participantes do Enem. Como medida de desempenho, tomamos a nota média no Enem – variável intervalar computada a partir da média aritmética simples das notas nas quatro provas objetivas, desconsiderando-se a redação. Somente foram contabilizadas as notas dos indivíduos presentes nos dois dias de prova. A escala de proficiência do certame varia de 0 a 1.000 pontos, comparável desde a edição de 2009, e as provas são elaboradas a partir de uma matriz de referência curricular que reflete os principais conteúdos esperados para o ensino médio.

Para conferir maior robustez às análises, foram acrescentadas sete variáveis de controle: sexo, cor/raça, idade, escolaridade parental e características escolares (categoria administrativa, área geográfica, unidade da Federação). Outras variáveis foram testadas (*e.g.*, estado civil e exercício de atividade remunerada), mas não apresentaram contribuição relevante aos modelos e foram excluídas para fins de parcimônia.

3.3 Estratégia empírica

Dada a natureza da variável dependente relativa ao não ingresso e ao ingresso nos setores público e privado, estimamos um conjunto de modelos *logit* multinomiais, indicados para variáveis de resposta com duas ou mais categorias que não assumem um ordenamento intrínseco (BREEN; JONSSON, 2000). Para tanto, essas equações baseiam-se nos modelos de transição de Mare (1980) – com a adição de um termo de interação entre renda e nota (MORGAN, 2012) –, adequando o lado esquerdo da equação para uma variável que apresenta mais de dois valores possíveis. As funções estimam as probabilidades de o indivíduo i ingressar no ensino superior público ou privado para cada valor da variável dependente $j = 1$ ou 2 , sendo $1 =$ público e $2 =$ privado em relação à categoria-base $b = 0$ (não ingresso). As variáveis focais são: os efeitos principais

da renda domiciliar *per capita*, os efeitos principais do desempenho e os efeitos interativos de renda e desempenho; estes foram incluídos para flexibilizar o pressuposto de que o efeito do desempenho seria idêntico entre os distintos estratos socioeconômicos, e vice-versa.

Além de pouco parcimoniosos e demandantes computacionalmente, os modelos *logit* multinomiais implicam pelo menos duas dificuldades em termos de interpretação. Primeira, a escala dos coeficientes estimados é pouco inteligível. Lançamos mão de estratégias de pós-estimação que calculam probabilidades preditas e efeitos marginais médios como estratégia para desenvolver medidas de significado substantivo e intuitivo (MIZE, 2019). A segunda dificuldade se refere à impossibilidade de comparar coeficientes de diferentes grupos em um mesmo modelo ou de um mesmo grupo em diferentes modelos, mesmo se aninhados, em razão de um processo intrínseco de reescalamamento dos parâmetros estimados. Para tanto, adotamos uma estratégia de especificação e pós-estimação baseada em Mize, Doan e Long (2019) que permite testes formais entre os resultados de modelos ajustados com diferentes variáveis, por meio de um procedimento denominado *seemingly unrelated estimation* (SUEST), o qual garante a combinação de estimativas provenientes das especificações distintas e a comparação dos resultados de sua pós-estimação em nossa métrica de preferência: as probabilidades.

Seguindo os exercícios contrafactuais de Bernardi e Triventi (2020), estimamos a desigualdade observada (INE_j^O) por tipo de ingresso j (sendo $j = 0$ para não ingresso, $j = 1$ para ingresso no setor público e $j = 2$ para ingresso no setor privado) ponderando-se a probabilidade predita de ingresso (P) em décimos de desempenho – das notas mais baixas (1º décimo, 1D) às mais altas (10º décimo, 10D) – pela distribuição observada de desempenho (I), para cada um dos cinco quintos de renda domiciliar *per capita*, em que os jovens foram agrupados do primeiro (1Q) ao mais alto (5Q), conforme Equação 1. A INE_j^O comunica a probabilidade observada de estudantes em cada estrato de renda obterem um determinado desempenho não ingressar ou ingressar no ensino superior público ou privado, controlando-se pelas demais variáveis. A equação contrasta o 5Q e o 1Q, os quais serão nosso foco na apresentação dos resultados. Naturalmente, comparamos todos os estratos de renda entre si em material disponível no Suplemento Online e que serão referidos na medida do necessário ao longo da análise.

$$INE_j^O \Delta_{renda} = \sum_{i=1}^{10} (P_{5Q,iD} * I_{5Q,iD})_j - (P_{1Q,iD} * I_{1Q,iD})_j \quad (1)$$

A partir disso, estimamos também a desigualdade simulada (INE_j^S), conforme Equação 2, em que se substitui os termos $P_{5Q,iD}$ para $i < 10$ (a probabilidade de ingresso dos jovens de renda elevada e desempenhos inferiores ao 10º décimo, por tipo de ingresso) da equação anterior por $P_{1Q,iD} + (P_{5Q,10D} - P_{1Q,10D})$, que representa o quanto a desigualdade variaria caso os jovens de

origem privilegiada respondessem aos resultados escolares da mesma maneira que os de origem modesta, e se a vantagem nas transições educacionais usufruídas pelos de origem privilegiada fosse a mesma entre jovens de alto ($10^o D$) e baixos (até $9^o D$) desempenhos.

$$INE_j^S \Delta renda = \sum_{i=1}^9 [P_{1Q,iD} + (P_{5Q,10D} - P_{1Q,10D}) * I_{5Q,iD}]_j - (P_{1Q,iD} * I_{1Q,iD})_j \quad (2)$$

Finalmente, estimamos a contribuição (em porcentagem) das vantagens compensatórias para a desigualdade total (INE_j^{CA}), computada pela diferença entre INE_j^O e INE_j^S dividida por INE_j^O , como indicado na Equação 3.

$$INE_j^{CA} \Delta renda = \frac{(INE_j^O \Delta renda) - (INE_j^S \Delta renda)}{(INE_j^O \Delta renda)} * 100 \quad (3)$$

4 Resultados

4.1 Análises descritivas do acesso ao ensino superior

Em 2012, 1,69 milhões de jovens entre 16 e 22 anos concluíram o ensino médio, dos quais 1.115.930 participaram do Enem e compõem a coorte deste estudo (Tabela 1). Mais da metade são mulheres (59,0%); a grande maioria tinha até 18 anos de idade (87,5%); pretos, pardos ou indígenas somam 49,5%. A maioria dos estudantes concluiu o ensino médio na rede pública (78,3%) e em áreas urbanas (97,5%). Somente 22,9% deles têm pelo menos dos pais com nível superior completo, reforçando o quanto o acesso ao ensino superior pode promover a mobilidade social ascendente.

Em torno de 775 mil jovens (69,4%) da coorte de 2012 ingressaram no ensino superior no prazo de cinco anos, dos quais 588 mil (75,9%) no setor privado e 187 mil (24,1%) no setor público, proporções equivalentes ao que se observa para o total de matrículas por setor (SALTO, 2018). Em contrapartida, aproximadamente 340 mil (30,6%) da coorte de 2012 não ingressaram no ensino superior. Igualmente, o setor público também reúne ingressantes de origem social mais privilegiada: 39,8% deles são filhos de pais com nível superior completo e 31,0% pertencem ao quintil mais rico da coorte. No setor privado, em contraste, filhos de pais com nível superior compõem 26,7% e pertencentes ao quintil mais rico são 20,5% dos ingressantes. Por último, também se observa que jovens que não ingressam no ensino superior tendem a provir quase exclusivamente de escolas públicas (95,6%), mais provavelmente são pretos, pardos e indígenas

Tabela 1: Estatísticas descritivas dos jovens participantes do Enem – Brasil, coorte 2012

Variáveis	Coorte	Não acesso	Acesso	
			Público	Privado
N	1.133.027	351.715	188.863	592.449
Acesso ao ensino superior (%)	100,0	31,0	16,7	52,3
Desempenho no Enem				
Média	506,8	462,1	580,4	509,9
Desvio-padrão	77,6	55,9	80,7	68,3
Décimos de desempenho no Enem (%)				
1D	10,0	19,8	1,7	6,8
2D	10,0	16,7	2,5	8,5
3D	10,0	14,8	3,2	9,4
4D	10,0	13,0	3,9	10,1
5D	10,0	11,2	5,1	10,8
6D	10,0	9,2	6,8	11,5
7D	10,0	7,0	9,2	12,0
8D	10,0	4,7	12,9	12,2
9D	10,0	2,5	19,6	11,4
10D	10,0	1,1	35,1	7,3
Quintos de renda domiciliar (%)				
1Q	23,6	40,0	16,3	16,2
2Q	20,6	25,4	15,4	19,4
3Q	18,8	17,4	16,1	20,4
4Q	17,2	11,7	17,8	20,2
5Q	19,9	5,5	34,4	23,8
Educação parental (%)				
Até o Fundamental	41,6	63,9	24,9	33,7
Médio	35,8	29,3	35,6	39,7
Superior/Pós	22,6	6,8	39,5	26,6
Sexo (%)				
Feminino	59,2	59,0	54,4	60,8
Masculino	40,8	41,0	45,6	39,2
Idade				
Média	17,6	17,9	17,3	17,5
Desvio-padrão	1,0	1,2	0,8	0,8
Área geográfica (%)				
Urbana	97,4	96,0	97,7	98,2
Rural	2,6	4,0	2,3	1,8
Dep. Administrativa da Escola (%)				
Estadual	76,4	94,5	53,5	72,9
Municipal	0,9	0,8	0,8	1,0
Federal	1,2	0,4	4,5	0,7
Privada	21,5	4,4	41,1	25,4

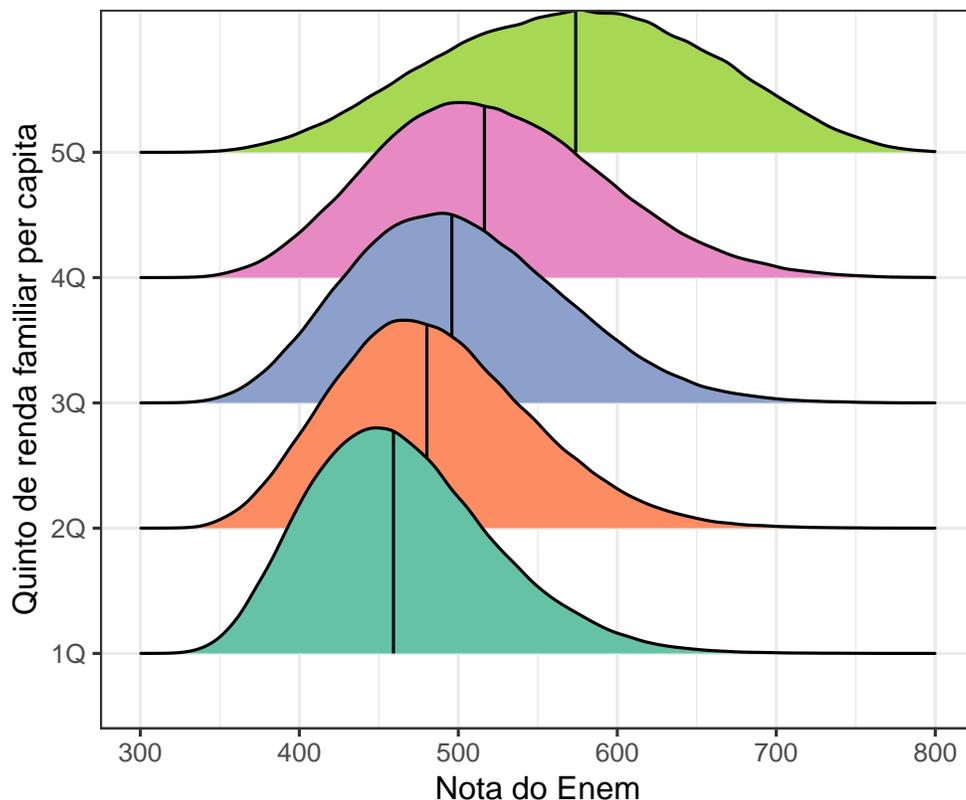
Fonte: Elaboração própria a partir do cruzamento de bases do CEB, Enem e CES (Inep).

Nota: A distribuição da coorte por unidade federativa está disponível na Tabela 5 do Apêndice.

(63,2%), provêm de famílias menos escolarizadas (somente 6,9% têm pais com nível superior completo) e mais pobres (apenas 4,4% pertencem ao quintil mais rico).

As notas dos participantes do Enem da coorte avaliada são bastante desiguais em função de sua origem social, repetindo padrão descrito na literatura (MELO *et al.*, 2022). Sendo mais seletivo e prestigiado, o setor público reúne estudantes de desempenho acadêmico mais elevado. Em média, os ingressantes das universidades públicas obtêm 581,1 pontos no Enem, em comparação a 510,1 dos ingressantes das faculdades privadas – esse hiato equivale a 0,91 desvio-padrão (d.p.) da nota média da coorte. Mas como esse desempenho se distribui entre os estratos de renda? A Figura 1 responde essa pergunta.

Figura 1: Distribuição do desempenho no Enem, por quintil de renda domiciliar *per capita* – Brasil, coorte 2012



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

Nota: As medianas são representadas pelas retas que cortam as curvas na vertical.

É possível observar que a mediana dos alunos mais privilegiados é 1% maior que a separatriz do percentil 95 dos estudantes menos privilegiados. A Tabela 4 do Apêndice permite outros pontos de comparação e comunica algo claro: há significativa associação entre os estratos de renda e o desempenho no Enem. Ainda assim, outro resultado da Figura 1 é que há significativa área de sobreposição entre as curvas de desempenho de estudantes em diferentes

estratos de renda. A Tabela 1 informa que há significativa desigualdade nos três possíveis destinos educacionais que estamos avaliando. Nossos próximos exercícios multivariados pretendem fornecer evidências que combinam essas dimensões – estrato de renda e nota – para entender a estratificação horizontal das oportunidades educacionais entre candidatos que participaram em um exame *high stakes* no Brasil.

4.2 Decomposição de efeitos diretos e indiretos

Na Tabela 2, apresentamos os resultados dos modelos multinomiais: (1) sem controles (modelo nulo), (2) com a adição somente das notas do Enem e dos efeitos interativos entre renda e nota (modelo padrão), e finalmente, (3) com todos os controles (modelo completo).

Tabela 2: Probabilidades preditas e efeitos marginais médios para ingresso no ensino superior, por renda domiciliar *per capita* (RDPC) – Brasil, coorte 2012

<i>Painel A. Probabilidades preditas</i>										
RDPC	Nulo			Padrão			Completo			
	Não ingressou	Pública	Privada	Não ingressou	Pública	Privada	Não ingressou	Pública	Privada	
1Q	0,53	0,12	0,36	0,41	0,23	0,36	0,36	0,21	0,44	
2Q	0,38	0,12	0,49	0,34	0,18	0,48	0,32	0,18	0,51	
3Q	0,29	0,14	0,57	0,28	0,17	0,55	0,29	0,17	0,54	
4Q	0,21	0,17	0,62	0,24	0,15	0,60	0,28	0,16	0,56	
5Q	0,09	0,29	0,63	0,15	0,15	0,70	0,24	0,15	0,60	

<i>Painel B. Efeitos marginais</i>										
RDPC	Nulo			Padrão			Completo			
	Não ingressou	Pública	Privada	Não ingressou	Pública	Privada	Não ingressou	Pública	Privada	
1Q	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	
2Q	-0,14	0,01	0,13	-0,08	-0,04	0,12	-0,04	-0,03	0,07	
3Q	-0,24	0,03	0,21	-0,13	-0,06	0,19	-0,07	-0,04	0,10	
4Q	-0,31	0,06	0,26	-0,17	-0,07	0,24	-0,08	-0,05	0,13	
5Q	-0,44	0,17	0,27	-0,26	-0,08	0,34	-0,11	-0,05	0,17	

<i>Painel C. Diferença entre os modelos</i>										
RDPC	Nulo – Padrão			Padrão – Completo			Nulo – Completo			
	Não ingressou	Pública	Privada	Não ingressou	Pública	Privada	Não ingressou	Pública	Privada	
1Q	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	
2Q	-0,06	0,05	0,01	-0,04	-0,01	0,05	-0,10	0,04	0,06	
3Q	-0,11	0,09	0,02	-0,06	-0,02	0,09	-0,17	0,07	0,11	
4Q	-0,14	0,13	0,02	-0,09	-0,02	0,11	-0,23	0,11	0,13	
5Q	-0,18	0,25	-0,07	-0,15	-0,03	0,17	-0,33	0,22	0,10	

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

Nota: Todas as probabilidades são diferentes entre si e entre modelos, com exceção do 3Q de renda domiciliar *per capita* entre os modelos padrão e completo para os ingressantes em universidades públicas. Todos os erros-padrão são menores que 0,00.

O Painel A apresenta as probabilidades preditas para diferentes especificações do modelo. As colunas com resultados do modelo nulo corroboram aquilo que já havia sido revelado na análise descritiva: o destino mais comum para os alunos do quintil mais pobre da distribuição de renda dos candidatos é estar fora da universidade. À medida que subimos nos estratos de renda, essa situação torna-se menos recorrente, com estudantes mais presentes no ensino superior, sobretudo no ensino privado. Quando adicionamos as notas à análise – o modelo padrão –, vemos uma significativa mudança nas probabilidades. Agora, não temos probabilidades preditas acima de 50% para os mais pobres, situação que se intensifica quando mais controles são adicionados, como representado nas colunas do modelo completo.

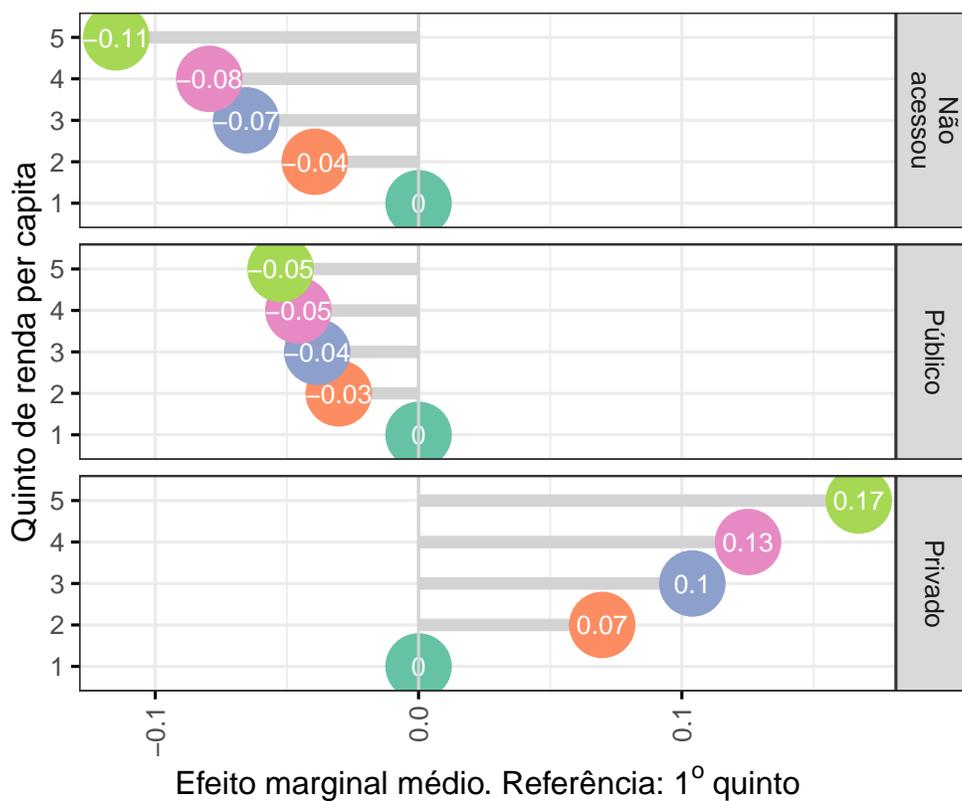
Os painéis B e C nos ajudam entender e quantificar o impacto da adição de outras variáveis, sempre baseado em contrastes entre todos os estratos com os mais pobres, nossa referência de comparação. Começando a análise focando entre aqueles que não ingressaram, vemos que a adição do controle de nota reduz a diferença entre todos os estratos de renda. Os efeitos marginais caem entre 0,06 (2Q) e 0,18 (5Q) no modelo padrão. Quando adicionamos os controles, a queda é ampliada em todos os estratos, mas a diminuição é mais intensa na comparação entre o modelo padrão e nulo do que entre o padrão e o completo. Esse resultado aponta para a importância da incorporação do desempenho acadêmico na análise, pois, ao mantermos constante as notas dos candidatos, há uma aproximação entre os estratos de renda. No caso da categoria de não ingresso, isso sugere que quando comparamos estudantes estatisticamente similares em todas as dimensões incorporadas no modelo completo, jovens de estratos mais elevados de renda têm probabilidade entre 4% e 11% inferior de não ingressarem no ensino superior, sinal de sua vantagem em relação aos estudantes mais pobres.

A importância da nota é evidenciada quando analisamos a admissão na universidade pública; reside sobre esse tópico o impacto mais dramático da adição de notas no modelo multivariado. Observando as probabilidades preditas, vemos que para os três estratos de renda mais baixos há um aumento de sua probabilidade predita. Igualmente, as probabilidades dos três estratos de renda mais baixas são maiores que dos dois estratos mais altos. Esse resultado é visível no Painel B. Quando comparamos as colunas das três especificações de modelo, fica evidente a inversão do sinal dos efeitos marginais do modelo nulo para o padrão. A Tabela 6 do Apêndice apresenta os contrastes para outros estratos de renda e aponta a vantagem dos estratos mais pobres no setor público quando comparamos a alunos com notas similares. Ao adicionarmos os demais controles, há redução da intensidade dos efeitos que, no entanto, permanecem significativos.

Esses resultados indicam que o acesso às universidades públicas é altamente dependente da nota, havendo pouca margem para desigualdades socioeconômicas per se; as disparidades

existentes se expressam quase totalmente via desempenho. Para além disso, os dados – em particular os apresentados na Figura 2 – revelam que a renda pode ter um efeito supressor sobre as chances de ingresso, expresso pelos valores negativos; isso significa que jovens de origem privilegiada podem apresentar desvantagens no acesso às universidades públicas com relação aos de origem modesta, controlando-se pelas demais variáveis, de tal maneira que a nota é o único fator que explica as vantagens dos mais ricos sobre os mais pobres. Os dados permitem concluir que ser relativamente mais rico contribui para incrementar o acesso ao setor público quase exclusivamente porque os mais ricos tendem a obter os desempenhos mais elevados, e não por serem mais ricos; assim, a desigualdade socioeconômica é quase em sua totalidade mediada pela nota.

Figura 2: Efeito marginal médio dos quintos de renda domiciliar *per capita*, por situação de ingresso – Brasil, coorte 2012



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

Por fim, comparamos os efeitos para entrada no ensino privado. A comparação do modelo nulo com o modelo padrão mostra uma virtual insensibilidade dos resultados à adição do desempenho: as probabilidades preditas e efeitos marginais são praticamente idênticos, sempre apontando vantagem de estratos mais ricos em comparação aos estratos mais pobres. A queda significativa no tamanho da vantagem dos estratos mais altos ocorre somente quando

todos os controles são adicionados. Em suma, nossos resultados sugerem que o desempenho tem uma importância menor no acesso ao ensino superior privado, permanecendo sobre a renda o maior peso pelas desigualdades de acesso e, assim, corroborando para que o ingresso nesse setor seja mais dependente do *background* familiar do candidato.

4.3 A nota importa: para que e para quem

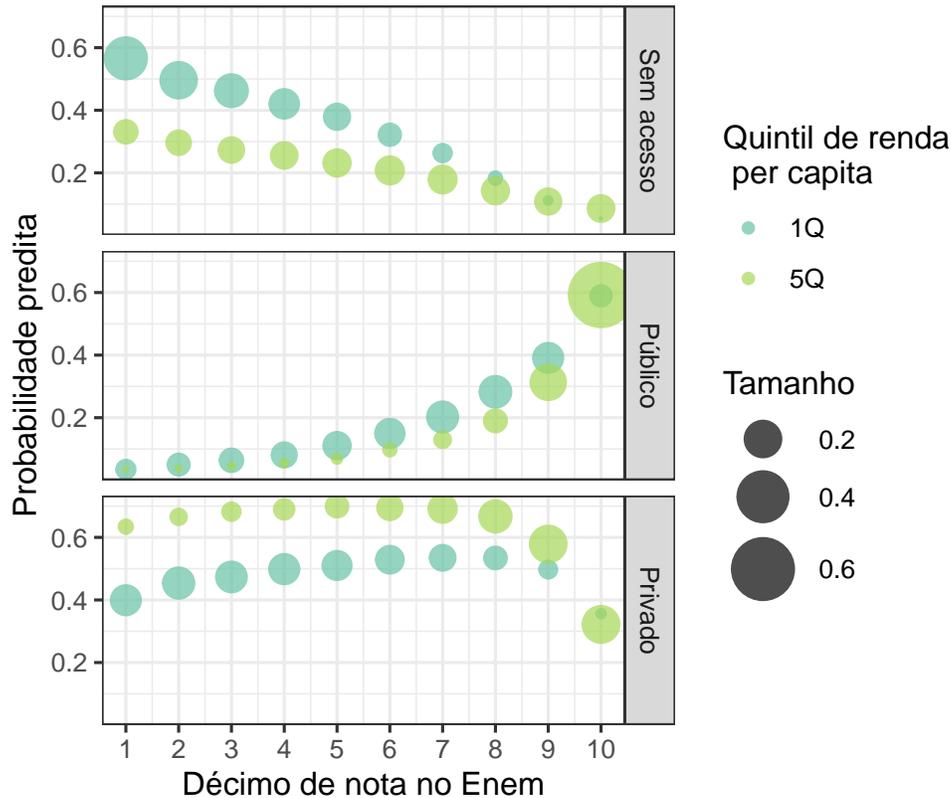
Até o momento, identificamos a importância de incorporar o desempenho na compreensão da estratificação na competição por uma vaga no ensino superior brasileiro. Porém, como sugere a discussão sobre compensação de desvantagens, o efeito não é homogêneo ao longo da distribuição de notas. Nesta seção, repartimos o desempenho no Enem em décimos para entender qual ponto da distribuição é responsável por estruturar a desigualdade nos três diferentes cenários que descrevemos – não acesso, acesso ao setor público e acesso ao setor privado. Em seguida, a partir de simulações contrafactuais, responderemos à pergunta: se estudantes estatisticamente iguais em todas as dimensões com exceção do estrato de renda tivessem a mesma probabilidade dos estudantes nos estratos mais privilegiados, o que aconteceria com a desigualdade?

A Figura 3 exibe as probabilidades preditas de ingresso por quintis de renda domiciliar *per capita* nas três categorias da variável dependente. O tamanho dos círculos ilustra a proporção de estudantes de cada estrato de renda em cada um dos decis de desempenho que avaliamos. Essas probabilidades correspondem a resultados de pós-estimação do modelo *logit* multinomial completo.

Entre os que não entram no ensino superior, o impacto do baixo desempenho é crucial. À medida que se desloca dos estratos de renda mais baixos para o mais alto, nota-se que baixos níveis de desempenho passam a ser menos importantes. Por exemplo, entre os mais pobres, a probabilidade predita de não entrar no ensino superior nos cinco décimos de menor desempenho é de 57%, 50%, 46%, 42% e 38%, respectivamente. Entre os mais ricos, o patamar é significativamente mais baixo: 33%, 30%, 27%, 26% e 23%. A Tabela 7 do Apêndice indica o mesmo padrão para outros estratos de renda, ainda que em diferentes intensidades: quanto mais rico o estudante, menos importante o desempenho baixo se torna para prever sua probabilidade de não se encontrar no ensino superior.

Os gráficos da Figura 3 demonstram que, para o setor público, há forte associação entre probabilidade de ingresso e desempenho para todos os quintis de renda, com uma pequena vantagem para o 1Q ao longo de quase toda a escala, e menor acomodação de desigualdades socioeconômicas. As probabilidades preditas de ingresso nesse setor partem de patamares diminutos nos cinco décimos mais baixos de desempenho em todos os estratos de renda (por

Figura 3: Probabilidades previstas de ingresso no ensino superior, por desempenho no Enem e quintil de renda domiciliar *per capita* – Brasil, coorte 2012



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

exemplo, 3%, 5%, 6%, 8% e 11% no 5Q e 3%, 5%, 6%, 8% e 11% no 1Q) e se elevam para um patamar próximo ou acima de 30% para estudantes de todos os estratos de renda localizados nos dois décimos mais altos de desempenho.

Situação oposta é encontrada no setor privado, no qual as desigualdades baseadas na origem social expressam-se com bastante intensidade: ao passo que o quinto mais rico (5Q) parte de uma probabilidade superior a 60% no decil 1, o quintil mais pobre inicia com apenas 40%. No geral, a curva de probabilidades previstas do 5Q aproxima-se, em média, de uma linha reta até por volta do 8º decil de desempenho. Isso significa que, para acessar uma faculdade privada, tanto faz para os mais ricos obter uma nota alta ou baixa no Enem – independentemente do escore no exame, sua probabilidade de matricular-se no ensino superior privado após a conclusão do ensino médio gira em torno de 60% a 70%, *ceteris paribus*. Desagregando por estrato socioeconômico, nota-se que o efeito da nota é, em média, praticamente nulo para o ingresso no setor privado. Notas altas, portanto, significam maiores chances de acessar uma graduação no setor público onde o bom desempenho é essencial. Já para os pobres, a barreira socioeconômica das instituições privadas impede que, mesmo com notas altas, eles tenham

elevadas probabilidades de ingresso. Por mais que, em alguns segmentos da escala, a nota contribua para elevar suas chances de ingresso, na média esse efeito é nulo.

Finalmente, devemos fazer menção também às proporções de estudantes em cada décimo de desempenho, representada pelo tamanho dos círculos na Figura 3 e disponíveis detalhadamente na Tabela 7 do Apêndice. No setor público, onde o desempenho elevado é crucial, o maior décimo de renda concentra 65% dos jovens de renda mais alta e somente 35% dos jovens do quinto mais alto de renda. Se as probabilidades indicam que há indícios de que notas elevadas fazem diferença, a composição de renda dos décimos de desempenho indica que o grande desafio entre os mais pobres é obter boas notas de forma a evitar não entrar no ensino superior e poder entrar em uma instituição academicamente seletiva e gratuita. Conforme observado, um desempenho localizado no décimo mais alto de desempenho no Enem praticamente iguala as probabilidades de ingresso entre jovens ricos e pobres. Para entender como esses resultados se combinam, apresentamos na próxima e última seção os resultados que combinam probabilidades e proporções para calcular hiatos observados da desigualdade de oportunidades nas três situações que estamos investigando. Adicionalmente, uma simulação contrafactual nos permitirá também ponderar o que aconteceria se o desempenho não se combinasse com os estratos de renda na estruturação das oportunidades educacionais.

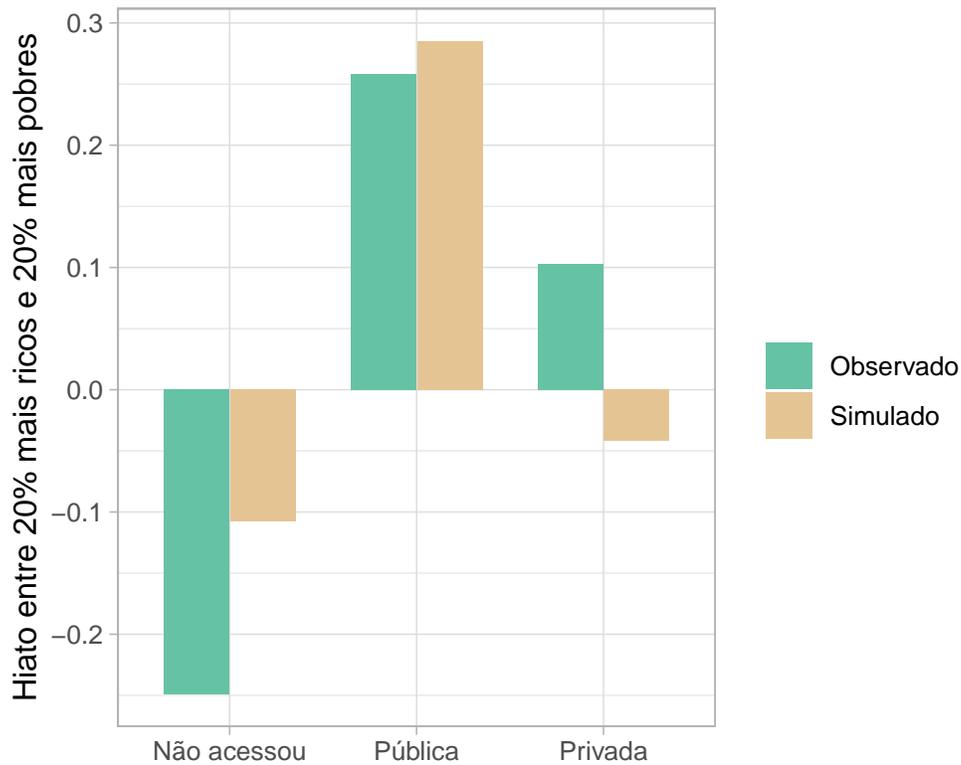
4.4 Contrafactual: o peso das vantagens compensatórias

Bernardi e Triventi (2020) propõem que a compreensão da relação entre origem social e desempenho deve focar em pontos específicos da distribuição de notas, o que vimos ser importante na Figura 3 apresentada anteriormente. Por exemplo, estudantes ricos têm *alta* probabilidade de ingressar no ensino superior privado com *baixo* desempenho no Enem. No entanto, a presença de alunos ricos nos estratos de desempenho baixo é pequena.

A partir desses resultados, vamos calcular os hiatos totais entre estudantes vindos de diferentes estratos de renda domiciliar. A Figura 4 apresenta o cálculo dos hiatos observados e simulados entre estudantes do 5Q e 1Q de renda não terem acessado o ensino superior público ou terem acessado o setor público ou privado. De forma intuitiva, podemos entender as barras como a subtração da soma do produto das probabilidades e proporções do 5Q e 1Q apresentadas na Figura 3 acima.

Entre os estudantes que não entram no ensino superior, o contraste entre o 1Q e o 5Q aponta que a desvantagem dos mais pobres se reduziria em 56%, o hiato entre os grupos se reduziria de $-0,25$ para $-0,11$ se os pobres tivessem o mesmo padrão de sensibilidade ao desempenho que os ricos. Para o setor público, a vantagem mudaria pouco e operaria a favor dos

Figura 4: Hiatos observados (INE^O) e simulados (INE^S) entre 5Q e 1Q para não ingresso e ingresso nos setores público ou privado – Brasil, coorte 2012



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

Nota: A Tabela 8 do Apêndice apresenta dados complementares para o cálculo dos hiatos observados (INE^O) dessa figura.

estudantes mais ricos – o valor observado é 0,26; o simulado, 0,29. Aqui, a simulação opera no sentido de acumulação de desigualdade porque, quando controlamos o desempenho e outros fatores estudantes pobres têm maior probabilidade de transição. Ao atribuímos aos estudantes ricos essas maiores probabilidades em nossa simulação, a desigualdade no setor que favorecia os mais ricos devido a sua maior presença nos décimos de desempenho mais alto observados na Figura 3 agora se combina também com uma maior probabilidade simulada de presença no setor público. Isso é compatível com o resultado apresentado na Tabela 2 de que a renda pode apresentar um efeito supressor sobre o ingresso nas universidades públicas e reforça o achado da Figura 3 de que, em quase toda a escala de desempenho, os mais pobres apresentam maiores probabilidades de ingresso no setor. Quando essa vantagem dos mais pobres é anulada na simulação, há inversão do sinal no hiato simulado.

Não é o que ocorre no setor privado. Quando retirada a moderação do desempenho pela renda, o hiato entre pobres e ricos desaparece – passa de 0,10 para -0,4 na Figura 4. Com efeito, o hiato simulado passa a operar no sentido dos mais pobres. Como vimos anteriormente,

os estudantes mais ricos têm probabilidades altas de estudarem no setor privado ao longo de toda escala de desempenho. Mas como eles estão sub-representados entre estudantes de desempenho baixo, o que ancora a diferença observada nos hiatos entre ricos e pobres são os estratos de desempenho intermediário ao alto, como é possível observar na Figura 3. Quando a vantagem de ser rico é retirada nesse estrato, o hiato inverte de sinal e passa a operar em favor dos mais pobres.

Finalmente, a Tabela 3 apresenta todos os contrastes possíveis entre os estratos de renda para os hiatos observados e simulados que acabamos de apresentar na Figura 4. Ela também apresenta o termo INE^{CA} , que é simplesmente o quanto o hiato simulado é maior do que o observado. Assim, a Tabela 3 é organizada de forma a possibilitar contrastes. Nas colunas, temos uma categoria de referência; nas linhas; o contraste. Por exemplo, os resultados que acabamos de apresentar – que comparam a vantagem dos ricos com a dos mais pobres – estão apresentados na quinta coluna e primeira linha de cada sub-tabela.

Os resultados da tabela vão na mesma direção dos contrastes entre os mais ricos e os mais pobres, com variações de intensidade. Há um resultado aparentemente anômalo, de uma INE^{CA} excessivamente alta na comparação dos 20% mais ricos com os estudantes do terceiro e quarto quintis de renda; no entanto, aqui estamos em uma margem de diferenças muito diminutas na desigualdade observada, de forma que as mudanças provocadas pela simulação acabam por ser altamente impactantes.

Nas colunas referentes à INE^O vemos que, quanto mais próximos os estratos de renda, menores são os hiatos em todos os níveis da variável dependente. As simulações, e consequentemente, a INE^{CA} , têm impacto diferente em cada uma das situações avaliadas. Para a não entrada no ensino superior, o contraste entre o 5Q e 1Q é aquele com INE^{CA} mais baixa. Todos os outros contrastes levariam a uma convergência maior entre os quintos de renda.

No setor público, como a probabilidade de entrada no setor é maior entre mais pobres uma vez controlado o desempenho, a simulação, ao retirar essa vantagem, opera no sentido de ampliar os hiatos para todos os grupos, pelos motivos que apresentamos anteriormente. Por fim, no setor privado, o mesmo cenário identificado no contraste entre pobres e ricos é identificado, em intensidade semelhante ou ainda maior: haveria inversão do hiato favorável aos mais ricos em todos os contrastes, com exceção da comparação entre 4Q e 5Q, onde a diferença na INE^O já era ligeiramente favorável aos estudantes do 4Q e da comparação entre 2Q e 1Q, onde a compensação da desvantagem opera de forma intensa com uma INE^{CA} de 86%, mas que, no entanto, não é forte o suficiente para inverter o sinal.

Tabela 3: Hiatos observados (INE^O), simulados (INE^S) e compensatórios (INE^{CA}) entre todos os quintos de renda de não ingresso e ingresso no setor público ou privado – Brasil, coorte 2012

<i>Não ingresso</i>															
Contraste / Referência	Hiato Observado (INE ^O)					Hiato Simulado (INE ^S)					Vantagem Compensatória (INE ^{CA})				
	1Q	2Q	3Q	4Q	5Q	1Q	2Q	3Q	4Q	5Q	1Q	2Q	3Q	4Q	5Q
1Q	0,00	-0,08	-0,13	-0,17	-0,25	0,00	-0,02	-0,04	-0,06	-0,11	0,00	72,34	69,58	66,49	56,67
2Q		0,00	-0,05	-0,09	-0,17		0,00	-0,01	-0,02	-0,07		0,00	72,45	71,37	60,30
3Q			0,00	-0,04	-0,12			0,00	-0,01	-0,05			0,00	75,80	61,93
4Q				0,00	-0,08				0,00	-0,03				0,00	61,58
5Q					0,00					0,00					0,00
<i>Pública</i>															
Contraste / Referência	Hiato Observado (INE ^O)					Hiato Simulado (INE ^S)					Vantagem Compensatória (INE ^{CA})				
	1Q	2Q	3Q	4Q	5Q	1Q	2Q	3Q	4Q	5Q	1Q	2Q	3Q	4Q	5Q
1Q	0,00	0,03	0,08	0,14	0,26	0,00	0,05	0,11	0,18	0,29	0,00	-48,67	-43,15	-29,36	-10,53
2Q		0,00	0,05	0,11	0,23		0,00	0,07	0,14	0,25		0,00	-40,24	-25,78	-8,69
3Q			0,00	0,06	0,18			0,00	0,08	0,19			0,00	-19,40	-5,93
4Q				0,00	0,12				0,00	0,12				0,00	-3,53
5Q					0,00					0,00					0,00
<i>Privada</i>															
Contraste / Referência	Hiato Observado (INE ^O)					Hiato Simulado (INE ^S)					Vantagem Compensatória (INE ^{CA})				
	1Q	2Q	3Q	4Q	5Q	1Q	2Q	3Q	4Q	5Q	1Q	2Q	3Q	4Q	5Q
1Q	0,00	0,07	0,10	0,11	0,10	0,00	0,01	0,00	-0,02	-0,04	0,00	86,36	104,82	121,39	140,71
2Q		0,00	0,03	0,05	0,04		0,00	-0,02	-0,04	-0,07		0,00	154,33	188,85	295,30
3Q			0,00	0,01	0,00			0,00	-0,03	-0,06			0,00	282,43	1460,11
4Q				0,00	-0,01				0,00	-0,05				0,00	-399,85
5Q					0,00					0,00					0,00

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

5 Discussão e Conclusão

Com base em um painel inédito de egressos do ensino médio de 2012, esta pesquisa demonstra que jovens de origem abastada são duplamente beneficiados em um movimento de acúmulo de vantagens, tanto pela propensão em obter desempenhos de excelência nos processos seletivos, o que facilita o acesso às universidades públicas seletivas e gratuitas, quanto pela proteção que a condição socioeconômica privilegiada lhes oferece, uma vez que mesmo com baixo desempenho têm recursos familiares para financiar o acesso a universidades privadas. Os de origem socioeconômica mais baixa, por sua vez, carregam o fardo dos desempenhos insuficientes e da ausência de salvaguardas de base econômica, em um acúmulo de desvantagens, de tal sorte que, se o jovem for de origem privilegiada, a renda familiar representa uma proteção contra o baixo desempenho; se de origem humilde, somente o desempenho pode garantir o acesso ao ensino superior.

Ademais, as análises indicam que o acesso aos setores público e privado suscita regimes de ingresso radicalmente distintos. Enquanto o setor público é altamente seletivo do ponto de vista da nota e acomoda relativamente menos desigualdades socioeconômicas, o setor privado é

palco de um hiato persistente entre os grupos de renda e depende pouco ou nada do desempenho, ao menos no agregado. Embora nossos resultados reforcem os de pesquisas anteriores (COLLARES, 2010; BRITO, 2014; MONT'ALVÃO, 2015), avançamos ao apresentar a decomposição de efeitos preditos: o contraste entre os setores sugere que o desempenho é quase o único fator que explica por que os mais ricos tendem a prevalecer também nas universidades públicas e corrobora o peso dos rendimentos familiares sobre a possibilidade de aquisição de um serviço privado (CARNEIRO; HECKMAN, 2002; McCOWAN, 2004; SALTO, 2018).

Na literatura, há controvérsias a respeito da relativa importância dos efeitos diretos e indiretos na estruturação das desigualdades educacionais. Em uma comparação do acesso à educação terciária em sete países desenvolvidos (JACKSON; JONSSON, 2013), quatro deles (Alemanha, Holanda, Itália e Suécia) apresentaram efeitos diretos proporcionalmente mais elevados que os indiretos; o contrário foi encontrado nos Estados Unidos, França e Inglaterra. No caso da Rússia, Jackson, Khavenson e Chirkina (2020) encontram que os efeitos diretos respondem por entre 55% e 85% das probabilidades de acesso, a depender da métrica de proficiência. Não há elementos que nos assegurem traçar um padrão a esses dados comparados, mas é possível sugerir que o peso dos efeitos diretos e indiretos deve variar conforme a importância que cada sistema atribui ao desempenho do candidato, ao nível de desigualdade social e suas consequências sobre a estrutura de oportunidades educacionais. Em linhas gerais, medidas como gratuidade do ensino, ações afirmativas no ingresso, programas de transferência de renda e campanhas informativas podem amenizar disparidades nos meios pelos quais o *background* socioeconômico incide sobre as possibilidades de um jovem alcançar o nível superior (e.g., Jackson, 2013).

Igualmente, poucos estudos investigaram a estratificação horizontal à luz da decomposição de efeitos diretos e indiretos. Entre eles, Jerrim, Chmielewski e Parker (2015) comparam o acesso a universidades de elevado prestígio nos Estados Unidos, na Inglaterra e na Austrália e concluem que, apesar de a nota ser um importante preditor do ingresso, hiatos socioeconômicos persistem dentro de cada país no acesso a tais instituições, mesmo entre jovens de desempenho similar. Ainda, os autores não encontram diferenças significativas entre os três países, mas observam que, nos Estados Unidos, essas desigualdades são particularmente acentuadas dentro do setor privado, em que as características estruturais de suas universidades de elite geram uma forte disparidade socioeconômica no ingresso. Em síntese, a conclusão dos autores também se aplica a este estudo: famílias de camadas abastadas mobilizarão todos os recursos (econômicos, culturais, sociais, etc.) que têm à disposição para maximizar suas probabilidades de sucesso e, adicionalmente, essa mobilização colhe frutos concretos no padrão de desigualdades (BREEN; GOLDTHORPE, 1997). No contexto brasileiro, isso inclui viabilizar meios de se elevar o nível de aprendizagem de seus filhos não somente mirando um desempenho mais competitivo nos

exames de admissão, mas também lançando mão de alternativas de ingresso caso o desempenho necessário não seja alcançado. Ainda, a exemplo do caso estadunidense, cursos de excelência no setor privado vão demandar investimentos nas duas frentes – rendimentos domiciliares e excelência acadêmica –, em um movimento que duplamente onera as possibilidades de ingresso dos mais pobres.

Uma decorrência disso é a seguinte reflexão: caso obtivessem o mesmo desempenho, os mais ricos e os mais pobres teriam probabilidades idênticas de ingresso? Não, dado que, com a mesma nota, jovens de origem privilegiada ainda tendem a ingressar em maior proporção. Esse resultado não apenas enfatiza o peso dos efeitos diretos sobre o ingresso como também chama a atenção para um elemento que coloca em xeque a própria noção de meritocracia: que mérito há em ingressar no ensino superior tendo os piores desempenhos na prova de seleção? É possível argumentar que determinados rincões do ensino superior continuam restritos a uma elite intelectual e são invariavelmente dependentes da nota. Mas, abstraindo-se o curso ou a instituição, o acesso à graduação, em si, corresponde a uma porta sempre aberta para os estratos privilegiados da sociedade, o que, na prática, significa um reforço à desigualdade de origem preexistente e tem como consequência tornar a disparidade na transição mais aguda quanto menor a proficiência adquirida.

Resta evidente desses resultados que é exclusivamente por meio do setor privado que se opera o mecanismo de vantagens compensatórias que permite aos mais ricos ingressar no ensino superior mesmo com os piores desempenhos no Enem. Em uma interpretação ampla do fenômeno, percebe-se que os mais ricos, quando têm notas baixas ou medianas, têm elevada probabilidade de ingresso nas universidades privadas; porém, se atingem notas altas, tendem a optar pelo setor público. Já os mais pobres dependem inteiramente das notas elevadas, não gozando de uma proteção contra o baixo desempenho. Essa salvaguarda dos mais ricos corresponde à possibilidade de superar as barreiras socioeconômicas da matrícula em uma instituição privada, a qual representa 55,36% da desigualdade total após as simulações inspiradas em [Bernardi e Triventi \(2020\)](#). Já no setor público, as vantagens compensatórias apresentam sinal invertido em magnitude inferior (-8,89%), corroborando que as universidades públicas tendem a apresentar um papel redistributivo sobre as oportunidades educacionais, possivelmente decorrente de fatores como: o impacto das políticas de ação afirmativa em beneficiar estudantes de baixa renda, a preferência de estudantes mais ricos por instituições privadas a depender do curso, etc. ([FRANCIS; TANNURI-PIANTO, 2012](#); [MACHADO](#); [SZERMAN, 2021](#); [VIEIRA](#); [ARENDS-KUENNING, 2019](#); [MELLO, 2022](#)).

Há, evidentemente, limites a essas conclusões. Primeiro, o nível de inferência desta pesquisa são os egressos do ensino médio que participaram do Enem; não estamos tratando

do conjunto da juventude elegível ao ensino superior, mas sim de uma demanda manifesta e, portanto, selecionada. Segundo, nosso exercício de mediação de efeitos é baseado em duas variáveis – a renda familiar e o desempenho – importantes, porém, insuficientes para entender os diversos mecanismos que condicionam o acesso à graduação (ver [Morgan, 2012](#)), de tal modo que novas pesquisas são necessárias para explorar em mais detalhes, por exemplo, fatores associados à escola ou à unidade federativa. Terceiro, a única dimensão de estratificação horizontal que abordamos é a diferenciação entre os setores público e privado, quando seria possível estender esse estudo a inúmeras outras dimensões que também segmentam o nível superior em distintos estratos de qualidade, prestígio e retorno econômico, a exemplo do curso, do grau acadêmico e da modalidade de ensino.

A história da expansão do sistema de educação superior no Brasil é marcada pela crescente participação do setor privado. Desde as reformas educacionais dos anos 1960, tem sido observado uma expansão desproporcional das instituições com fins lucrativos. A partir desta data, e mesmo depois do final da ditadura militar em 1985, houve uma enorme expansão do ensino superior que foi ainda mais intensa nos últimos 20 anos ([McCOWAN, 2004](#); [SENKEVICS, 2021](#); [CARVALHAES; MEDEIROS; SANTOS, 2022](#)). Embora o número de universidades públicas tenha aumentado enormemente a grande maioria das instituições é privada, conforme já argumentamos. As públicas, como mostramos acima, são as mais seletivas e as que mais incluem estudantes de grupos privilegiados. Nossas análises mostram, de forma inédita, que essa expansão desequilibrada entre os setores públicos e o privado contribui para penalizar duplamente os estudantes oriundos de famílias mais pobres. Como já argumentavam alguns estudos clássicos ([BOWLES; GINTIS, 1976](#); [BRINT; KARABEL, 1989](#)), a construção dos sistemas de ensino superior pode trabalhar de forma muito eficiente para manter e reproduzir as desigualdades de classe nas sociedades capitalistas modernas. No caso brasileiro, este processo parece ser particularmente perverso na medida em que as universidades seletivas e de maior prestígio são públicas e gratuitas, o que dificulta a entrada de alunos mais pobres com formação de menor qualidade, e que também não tem recursos suficientes para financiar seus estudos em instituições privadas. Esperamos que nossas análises incentivem mais estudos sobre a relação entre a organização dos sistemas educacionais e os processos de reprodução e superação das desigualdades socioeconômicas.

Referências

- ALVES, M. T. G. *et al.* **Inequalities in Learning among Brazilian Public School Students: Prova Brasil Evidence (2007 to 2013)**. Brasília, 2017. 1–115 p.
- ARUM, R.; GAMORAN, A.; SHAVIT, Y. More inclusion than diversion: Expansion, differentiation, and market structure in higher education. In: SHAVIT, Y.; ARUM, R.; GAMORAN, A. (Ed.). **Stratification in Higher Education: A Comparative Study**. Stanford: Stanford University Press, 2007. p. 1–35.
- 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.
- BARONE, C.; TRIVENTI, M.; ASSIRELLI, G. Explaining social inequalities in access to university: A test of rational choice mechanisms in Italy. **European Sociological Review**, v. 34, n. 5, p. 554–569, 2018.
- BASTEDO, M. N.; JAQUETTE, O. Running in place: Low-income students and the dynamics of higher education stratification. **Educational Evaluation and Policy Analysis**, v. 33, n. 3, p. 318–339, 2011.
- BERNARDI, F. Unequal transitions: Selection bias and the compensatory effect of social background in educational careers. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 30, n. 2, p. 159–174, 2012.
- BERNARDI, F.; CEBOLLA-BOADO, H. Previous school results and social background: Compensation and imperfect information in educational transitions. **European Sociological Review**, v. 30, n. 2, p. 207–217, 2014.
- BERNARDI, F.; CEBOLLA, H. Social class and school performance as predictors of educational paths in Spain. **Revista Española de Investigaciones Sociológicas**, n. 146, p. 3–22, 2014.
- BERNARDI, F.; TRIVENTI, M. Compensatory advantage in educational transitions: Trivial or substantial? A simulated scenario analysis. **Acta Sociologica**, v. 63, n. 1, p. 40–62, 2020.
- BOWLES, S.; GINTIS, H. **Schooling in Capitalist America: Educational Reform and the Contradictions of Economic Life**. New York: Basic Books, 1976.
- BREEN, R.; GOLDTHORPE, J. H. Explaining educational differentials: Towards a formal rational action theory. **Rationality and Society**, v. 9, n. 3, p. 275–305, 1997.
- BREEN, R.; JONSSON, J. O. Analyzing educational careers: A multinomial transition model. **American Sociological Review**, v. 65, n. 5, p. 754–772, 2000.
- BRINT, S.; KARABEL, J. **The Diverted Dream: Community Colleges and the Promise of Educational Opportunity in America, 1900-1985**. New York/Oxford: Oxford University Press, 1989.

BRITO, M. M. A. **A dependência na origem: desigualdades no sistema educacional brasileiro e a estruturação social das oportunidades**. 2014. Tese (Doutorado em Sociologia) — Universidade de São Paulo, São Paulo, 2014.

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.

CAMPBELL, S. *et al.* Inequalities in student to course match: Evidence from linked administrative data. **CEP Discussion Paper**, v. 1647, p. 1–44, 2019.

CARNEIRO, P.; HECKMAN, J. J. The evidence on credit constraints in post-secondary schooling. **NBER Working Paper**, n. 9055, p. 1–42, 2002.

CARVALHAES, F.; MEDEIROS, M.; SANTOS, C. T. Higher education expansion and diversification: Privatization, distance learning, and market concentration in Brazil, 2002–2016. **Higher Education Policy**, 2022.

CARVALHAES, F.; SENKEVICS, A. S.; RIBEIRO, C. A. C. The intersection of family income, race, and academic performance in access to higher education in Brazil. **Higher Education**, v. 84, p. 1–26, 2022.

CARVALHO, M. M.; WALTENBERG, F. D. Desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior no Brasil: uma comparação entre 2003 e 2013. **Economia Aplicada**, v. 19, n. 2, p. 369–396, 2015.

CASEIRO, L. C. Z. Desigualdade de acesso à educação superior no Brasil e o Plano Nacional de Educação. **PNE em Movimento**, n. 3, p. 1–36, 2016.

COLLARES, A. C. M. **Educational Inequalities and the Expansion of Postsecondary Education in Brazil, from 1982 to 2006**. 2010. Tese (Doutorado Em Sociologia) — University of Wisconsin-Madison, Madison, 2010.

DIPRETE, T. A.; EIRICH, G. M. Cumulative advantage as a mechanism for inequality: A review of theoretical and empirical developments. **Annual Review of Sociology**, v. 32, n. 1, p. 271–297, 2006.

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.

FERRÃO, M. E. School effectiveness research findings in the Portuguese speaking countries: Brazil and Portugal. **Educational Research for Policy and Practice**, v. 13, n. 1, p. 3–24, 2014.

FRANCIS, A. M.; TANNURI-PIANTO, M. The redistributive equity of affirmative action: Exploring the role of race, socioeconomic status, and gender in college admissions. **Economics of Education Review**, v. 31, n. 1, p. 45–55, 2012.

HERBAUT, E. Les inégalités d'accès à l'enseignement supérieur français: avantages cumulatif et compensatoire au cours de l'enseignement secondaire. **Revue Française de Sociologie**, v. 60, n. 4, p. 535–566, 2019.

HOXBY, C. M.; AVERY, C. The missing “one-offs”: The hidden supply of high-achieving, low income students. **NBER Working Paper**, n. 18586, p. 1–65, 2012.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Relatório do 3º ciclo de monitoramento das metas do Plano Nacional de Educação: 2020**. Brasília: Inep, 2020.

JACKSON, M. Introduction: How is inequality of educational opportunity generated? The case for primary and secondary effects. In: JACKSON, M. (Ed.). **Determined to Succeed? Performance versus Choice in Educational Attainment**. Stanford: Stanford University Press, 2013. p. 1–33.

JACKSON, M.; JONSSON, J. O. Why does inequality of educational opportunity vary across countries? Primary and secondary effects in comparative context. In: JACKSON, M. (Ed.). **Determined to Succeed? Performance versus Choice in Educational Attainment**. Stanford: Stanford University Press, 2013. p. 306–337.

JACKSON, M.; KHAVENSON, T.; CHIRKINA, T. Raising the stakes: Inequality and testing in the Russian education system. **Social Forces**, v. 98, n. 4, p. 1613–1635, 2020.

JERRIM, J.; CHMIELEWSKI, A. K.; PARKER, P. Socioeconomic inequality in access to high-status colleges: A cross-country comparison. **Research in Social Stratification and Mobility**, n. 42, p. 20–32, 2015.

LI, A. Unfulfilled promise of educational meritocracy? Academic ability and China’s urban-rural gap in access to higher education. **Chinese Sociological Review**, v. 51, n. 2, p. 115–146, 2019.

LUCAS, S. R. An archaeology of effectively maintained inequality theory. **American Behavioral Scientist**, v. 61, n. 1, p. 8–29, 2017.

MACHADO, C.; SZERMAN, C. Centralized college admissions and student composition. **Economics of Education Review**, v. 85, p. 1–14, 2021.

MARE, R. D. Social background and school continuation decisions. **Journal of the American Statistical Association**, v. 75, n. 370, p. 295–305, 1980.

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**, v. 46, p. 99–111, 2016.

McCOWAN, T. The growth of private higher education in Brazil: Implications for equity and quality. **Journal of Education Policy**, v. 19, n. 4, p. 453–472, 2004.

MELLO, U. M. Affirmative action, centralized admissions and access of low-income students to higher education. **American Economic Journal**, v. 14, n. 3, p. 166–197, 2022.

MELO, R. O. *et al.* Impact of socioeconomic variables on Enem performance: A spatial and sociologic analysis. **Revista de Administração Pública**, v. 55, p. 1271–1294, 2022.

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.

MONT'ALVÃO, A. Estratificação educacional no Brasil do século XXI. **Dados**, v. 54, n. 2, p. 389–430, 2011.

_____. Tendências das desigualdades de acesso ao ensino superior no Brasil: 1982-2010. **Educação & Sociedade**, v. 35, n. 127, p. 417–441, 2014.

_____. Diferenciação institucional e desigualdades no ensino superior. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 30, n. 88, p. 129–143, 2015.

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.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Education at a Glance 2020: OECD Indicators**. Paris: OECD Publishing, 2020.

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

RIBEIRO, C. A. C.; CENEVIVA, R.; BRITO, M. M. A. Educational stratification among youth in Brazil: 1960-2010. In: ARRETCHE, M. (Ed.). **Paths of Inequality in Brazil: A Half-Century of Changes**. São Paulo: Springer, 2018. p. 47–68.

SALATA, A. Ensino superior no Brasil das últimas décadas: redução nas desigualdades de acesso? **Tempo Social**, v. 30, n. 2, p. 219–253, 2018.

SALTO, D. J. To profit or not to profit: The private higher education sector in Brazil. **Higher Education**, v. 75, n. 5, p. 809–825, 2018.

SCHWARTZMAN, S. Equity, quality and relevance in higher education in Brazil. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 76, n. 1, p. 173–188, 2004.

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.; YAISH, M.; BAR-HAIM, E. The persistence of persistent inequality. In: SCHERER, S. *et al.* (Ed.). **From Origin to Destination: Trends and Mechanisms in Social Stratification Research**. Frankfurt: Campus Verlag, 2007. p. 37–57.

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

TROIANO, H.; TORRENTS, D.; DAZA, L. Compensation for poor performance through social background in tertiary education choices. **Studies in Higher Education**, v. 46, n. 6, 2019.

VALDÉS, M. T. Unequal expectations? Testing decisional mechanisms for secondary effects of social origin. **Social Science Research**, v. 105, 2021.

VIEIRA, R. S.; ARENDS-KUENNING, M. Affirmative action in Brazilian universities: Effects on the enrollment of targeted groups. **Economics of Education Review**, n. 73, p. 1–12, 2019.

WIBORG, Ø. N.; GRÄTZ, M. Parents' income and wealth matter more for children with low than high academic performance: Evidence from comparisons between and within families in egalitarian Norway. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 79, 2022.

YASTREBOV, G.; KOSYAKOVA, Y.; KURAKIN, D. Slipping past the test: Heterogeneous effects of social background in the context of inconsistent selection mechanisms in higher education. **Sociology of Education**, SAGE Publications Inc, v. 91, n. 3, p. 224–241, 2018.

Contribuição dos Autores

Todos os autores participaram igualmente da análise e interpretação dos resultados, da redação e da revisão final do texto. Em razão do acesso restrito aos dados protegidos, somente o primeiro autor teve acesso às bases de dados completas.

Declaração de Conflito de Interesse

Os autores declaram que não há conflito de interesse com o presente artigo.

Double disadvantage: institutional structure and compensatory advantages in Brazilian higher education

Abstract: This paper examines the interaction between family income and academic performance in determining access to public and private higher education in Brazil during the expansionist period since the 1990s. The study aims to answer three questions: (a) how do family income and academic performance affect the likelihood of accessing higher education? (b) to what extent can low income be compensated for by good grades or vice versa? (c) how do these inequalities manifest in the division between public and private higher education? Using administrative data, we constructed a panel of high school graduates in 2012 who were followed for five years after completing secondary education. The results indicate that, for admission to public institutions, which are tuition-free and prestigious, academic performance is the most important predictor, and the advantage of wealthier students depends on their higher chances of obtaining better grades. In contrast, for entering private institutions, the socioeconomic gap is almost independent of grades, and privileged individuals have a higher chance of admission despite poor academic performance. We conclude that the horizontal stratification of the Brazilian education system shapes the occurrence of dual advantages for students from privileged backgrounds: compensatory advantages in accessing the private sector and cumulative advantages in accessing the public sector, due to their respective privileges of origin and probabilities of obtaining higher grades.

Keywords: School performance, Horizontal stratification, Meritocracy, Socioeconomic status, Compensatory advantages.

Doble desventajas: estructura institucional y ventajas compensatorias en la educación superior brasileña

Resumen: Este artículo examina la relación entre la renta familiar y el rendimiento académico en el acceso a la educación superior pública y privada en Brasil desde la década de 1990. Se plantean tres preguntas clave: (a) ¿Cómo influyen los ingresos familiares y el rendimiento académico en la probabilidad de acceder a la educación superior? (b) ¿En qué medida se pueden compensar los bajos ingresos con buenas calificaciones o viceversa? (c) ¿Cómo se reflejan estas desigualdades en la división entre educación superior pública y privada? Utilizando datos administrativos, se construyó un panel de graduados de secundaria en 2012, y se les siguió durante cinco años tras completar la educación secundaria. Los resultados indican que el rendimiento académico es el factor más importante para la admisión en instituciones públicas, las cuales son gratuitas y prestigiosas, y la ventaja de los estudiantes más ricos radica en sus mayores posibilidades de obtener mejores calificaciones. Por otro lado, para ingresar a instituciones privadas, la brecha socioeconómica es casi independiente de las calificaciones, y los estudiantes privilegiados tienen mayores probabilidades de admisión a pesar de un bajo rendimiento académico. En conclusión, la estratificación horizontal de la educación brasileña estructura la aparición de ventajas duales para los estudiantes de origen privilegiado: ventajas compensatorias en el acceso al sector privado y ventajas acumulativas en el acceso al sector público, debido, respectivamente, a sus privilegios de origen y a sus probabilidades de obtener calificaciones más altas.

Palabras clave: Rendimiento escolar, Estratificación horizontal, Meritocracia, Nivel socioeconómico, Ventajas compensatorias.

Apêndice

Tabela 4: Medidas de posição do desempenho no Enem, por renda domiciliar *per capita* – Brasil, coorte 2012

	1Q	2Q	3Q	4Q	5Q
1%	357,88	366,18	370,95	379,35	393,68
5%	380,58	392,65	400,00	411,75	436,10
10%	395,08	409,35	418,20	432,18	462,65
25%	422,95	440,90	452,50	469,60	512,50
50%	459,20	480,23	495,90	516,43	573,85
75%	500,63	524,50	544,00	567,95	633,00
90%	542,30	567,90	589,15	615,68	681,55
95%	569,05	594,35	616,33	644,88	707,48
99%	619,38	645,60	669,35	698,33	748,53

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

Tabela 5: Estatísticas descritivas da coorte, por Unidade da Federação – Brasil, coorte 2012

Unidade da Federação (%)	Coorte	Não acesso	Acesso	
			Público	Privado
N	1.133.027	351.715	188.863	592.449
Rondônia	0,85	0,75	0,58	0,99
Acre	0,45	0,50	0,45	0,43
Amazonas	2,11	2,46	2,60	1,74
Roraima	0,22	0,18	0,32	0,22
Pará	3,19	4,10	3,53	2,54
Amapá	0,35	0,30	0,28	0,40
Tocantins	0,85	0,90	1,04	0,76
Maranhão	2,85	4,53	2,38	2,01
Piauí	1,66	2,27	2,59	1,01
Ceará	5,96	10,29	5,19	3,63
Rio Grande do Norte	1,63	2,16	2,60	1,01
Paraíba	1,77	2,09	3,37	1,06
Pernambuco	4,40	6,03	5,54	3,06
Alagoas	1,16	1,48	1,45	0,88
Sergipe	1,04	1,22	1,12	0,90
Bahia	5,29	6,96	4,75	4,47
Minas Gerais	11,25	11,23	10,76	11,41
Espírito Santo	2,13	2,65	1,48	2,02
Rio de Janeiro	6,95	6,41	8,69	6,72
São Paulo	23,78	17,98	17,7	29,17
Paraná	5,61	4,23	6,68	6,09
Santa Catarina	3,30	2,07	2,80	4,19
Rio Grande do Sul	5,09	3,88	4,79	5,90
Mato Grosso do Sul	1,44	0,90	1,59	1,70
Mato Grosso	1,74	1,25	1,93	1,97
Goiás	3,35	2,59	3,77	3,68
Distrito Federal	1,59	0,58	2,04	2,05

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

Tabela 6: Efeitos marginais médios de todos os contrastes entre os quintos de renda domiciliar *per capita* – Brasil, coorte 2012

<i>Não acesso</i>				
Contraste	Referência	Nulo	Padrão	Completo
2Q	1Q	-0,15	-0,08	-0,04
3Q	1Q	-0,24	-0,13	-0,07
4Q	1Q	-0,32	-0,17	-0,08
5Q	1Q	-0,44	-0,26	-0,12
3Q	2Q	-0,09	-0,06	-0,03
4Q	2Q	-0,17	-0,10	-0,04
5Q	2Q	-0,29	-0,19	-0,08
4Q	3Q	-0,08	-0,04	-0,01
5Q	3Q	-0,20	-0,13	-0,05
5Q	4Q	-0,12	-0,09	-0,04
<i>Pública</i>				
Contraste	Referência	Nulo	Padrão	Completo
2Q	1Q	0,00	-0,05	-0,03
3Q	1Q	0,02	-0,06	-0,04
4Q	1Q	0,05	-0,08	-0,05
5Q	1Q	0,17	-0,08	-0,06
3Q	2Q	0,02	-0,01	-0,01
4Q	2Q	0,05	-0,03	-0,02
5Q	2Q	0,17	-0,03	-0,03
4Q	3Q	0,03	-0,02	-0,01
5Q	3Q	0,15	-0,02	-0,02
5Q	4Q	0,12	0,00	-0,01
<i>Privada</i>				
Contraste	Referência	Nulo	Padrão	Completo
2Q	1Q	0,13	0,12	0,07
3Q	1Q	0,21	0,19	0,10
4Q	1Q	0,26	0,24	0,12
5Q	1Q	0,27	0,34	0,16
3Q	2Q	0,08	0,07	0,03
4Q	2Q	0,13	0,12	0,05
5Q	2Q	0,14	0,22	0,09
4Q	3Q	0,05	0,05	0,02
5Q	3Q	0,06	0,15	0,06
5Q	4Q	0,01	0,10	0,04

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

Nota: Todos os erros-padrão dos testes entre os contrastes são menos que 0,00. Para economizar espaço, eles não são apresentados.

Todos os contrastes são diferentes entre si a $p < 0,001$.

Tabela 7: Probabilidades preditas (modelo completo) de acesso ao ensino superior, considerando as interações entre os quintos de renda e os décimos de desempenho – Brasil, coorte 2012

Quinto de renda domiciliar	Décimo de nota no Enem	Não acesso		Pública		Privada	
		Prob.	%	Prob.	%	Prob.	%
1Q	1D	0,57	0,27	0,03	0,05	0,40	0,13
	2D	0,50	0,20	0,05	0,07	0,45	0,14
	3D	0,46	0,16	0,06	0,08	0,47	0,14
	4D	0,42	0,13	0,08	0,09	0,50	0,13
	5D	0,38	0,10	0,11	0,11	0,51	0,12
	6D	0,32	0,07	0,15	0,12	0,53	0,11
	7D	0,26	0,05	0,20	0,14	0,53	0,09
	8D	0,18	0,02	0,28	0,15	0,53	0,07
	9D	0,11	0,01	0,39	0,13	0,50	0,04
	10D	0,05	0,00	0,59	0,06	0,36	0,01
2Q	1D	0,49	0,18	0,03	0,03	0,48	0,09
	2D	0,43	0,17	0,04	0,04	0,52	0,11
	3D	0,40	0,15	0,05	0,05	0,54	0,12
	4D	0,37	0,14	0,07	0,06	0,56	0,12
	5D	0,34	0,12	0,09	0,08	0,58	0,13
	6D	0,29	0,10	0,12	0,11	0,59	0,13
	7D	0,24	0,07	0,17	0,14	0,59	0,12
	8D	0,19	0,04	0,24	0,17	0,58	0,10
	9D	0,11	0,02	0,36	0,19	0,53	0,07
	10D	0,06	0,00	0,58	0,13	0,36	0,02
3Q	1D	0,45	0,15	0,03	0,02	0,52	0,07
	2D	0,39	0,15	0,04	0,03	0,57	0,09
	3D	0,36	0,14	0,05	0,04	0,59	0,10
	4D	0,34	0,13	0,06	0,04	0,60	0,11
	5D	0,30	0,12	0,08	0,06	0,61	0,12
	6D	0,27	0,11	0,11	0,08	0,62	0,13
	7D	0,22	0,09	0,15	0,12	0,62	0,13
	8D	0,17	0,06	0,22	0,17	0,60	0,12
	9D	0,11	0,03	0,35	0,23	0,55	0,10
	10D	0,07	0,01	0,59	0,22	0,34	0,03
4Q	1D	0,41	0,11	0,03	0,01	0,56	0,05
	2D	0,37	0,12	0,04	0,01	0,59	0,06
	3D	0,34	0,13	0,05	0,02	0,62	0,08
	4D	0,32	0,13	0,06	0,03	0,63	0,10
	5D	0,29	0,13	0,08	0,04	0,64	0,11
	6D	0,26	0,12	0,10	0,06	0,65	0,12
	7D	0,22	0,11	0,14	0,09	0,65	0,14
	8D	0,17	0,08	0,20	0,15	0,63	0,15
	9D	0,11	0,05	0,34	0,25	0,55	0,13
	10D	0,08	0,02	0,60	0,35	0,32	0,06
5Q	1D	0,33	0,08	0,03	0,00	0,63	0,03
	2D	0,30	0,09	0,04	0,00	0,67	0,04
	3D	0,27	0,09	0,04	0,01	0,68	0,05
	4D	0,26	0,10	0,05	0,01	0,69	0,06
	5D	0,23	0,11	0,07	0,01	0,70	0,07
	6D	0,21	0,11	0,10	0,02	0,70	0,09
	7D	0,18	0,11	0,13	0,04	0,69	0,12
	8D	0,14	0,11	0,19	0,07	0,67	0,15
	9D	0,11	0,10	0,31	0,19	0,58	0,20
	10D	0,09	0,10	0,59	0,65	0,32	0,20

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

Tabela 8: Hiatos observados (INE^O) entre 5Q e 1Q par não ingresso e ingresso nos setores público ou privado – Brasil, coorte 2012

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Não ingresso								
	20% mais pobres			20% mais ricos			INE ^O	
Décimo	Prob.	%	(1) * (2)	Prob.	%	(4) * (5)	Total	Composição
1	0,57	0,27	0,15	0,33	0,08	0,03		0,51
2	0,50	0,20	0,10	0,30	0,09	0,03		0,29
3	0,46	0,16	0,07	0,27	0,09	0,03		0,20
4	0,42	0,13	0,05	0,26	0,10	0,03		0,11
5	0,38	0,10	0,04	0,23	0,11	0,02		0,05
6	0,32	0,07	0,02	0,21	0,11	0,02	-0,25	-0,01
7	0,26	0,05	0,01	0,18	0,11	0,02		-0,03
8	0,18	0,02	0,00	0,14	0,11	0,02		-0,04
9	0,11	0,01	0,00	0,11	0,10	0,01		-0,04
10	0,05	0,00	0,00	0,09	0,10	0,01		-0,04
Soma		1,00	0,45		1,00	0,21		
Pública								
	20% mais pobres			20% mais ricos			INE ^O	
Décimo	Prob.	%	(1) * (2)	Prob.	%	(4) * (5)	Total	Composição
1	0,03	0,05	0,00	0,03	0,00	0,00		-0,01
2	0,05	0,07	0,00	0,04	0,00	0,00		-0,01
3	0,06	0,08	0,00	0,04	0,01	0,00		-0,02
4	0,08	0,09	0,01	0,05	0,01	0,00		-0,03
5	0,11	0,11	0,01	0,07	0,01	0,00		-0,04
6	0,15	0,12	0,02	0,10	0,02	0,00	0,26	-0,06
7	0,20	0,14	0,03	0,13	0,04	0,00		-0,09
8	0,28	0,15	0,04	0,19	0,07	0,01		-0,11
9	0,39	0,13	0,05	0,31	0,19	0,06		0,03
10	0,59	0,06	0,04	0,59	0,65	0,38		1,34
Soma		1,00	0,21		1,00	0,47		
Privada								
	20% mais pobres			20% mais ricos			INE ^O	
Décimo	Prob.	%	(1) * (2)	Prob.	%	(4) * (5)	Total	Composição
1	0,40	0,13	0,05	0,63	0,03	0,02		-0,35
2	0,45	0,14	0,07	0,67	0,04	0,02		-0,40
3	0,47	0,14	0,07	0,68	0,05	0,03		-0,33
4	0,50	0,13	0,07	0,69	0,06	0,04		-0,26
5	0,51	0,12	0,06	0,70	0,07	0,05		-0,12
6	0,53	0,11	0,06	0,70	0,09	0,06	0,10	0,04
7	0,53	0,09	0,05	0,69	0,12	0,08		0,29
8	0,53	0,07	0,04	0,67	0,15	0,10		0,62
9	0,50	0,04	0,02	0,58	0,20	0,12		0,92
10	0,36	0,01	0,00	0,32	0,20	0,07		0,60
Soma		1,00	0,48		1,00	0,59		

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

Este preprint foi submetido sob as seguintes condições:

- Os autores declaram que estão cientes que são os únicos responsáveis pelo conteúdo do preprint e que o depósito no SciELO Preprints não significa nenhum compromisso de parte do SciELO, exceto sua preservação e disseminação.
- Os autores declaram que os necessários Termos de Consentimento Livre e Esclarecido de participantes ou pacientes na pesquisa foram obtidos e estão descritos no manuscrito, quando aplicável.
- Os autores declaram que a elaboração do manuscrito seguiu as normas éticas de comunicação científica.
- Os autores declaram que os dados, aplicativos e outros conteúdos subjacentes ao manuscrito estão referenciados.
- O manuscrito depositado está no formato PDF.
- Os autores declaram que a pesquisa que deu origem ao manuscrito seguiu as boas práticas éticas e que as necessárias aprovações de comitês de ética de pesquisa, quando aplicável, estão descritas no manuscrito.
- Os autores declaram que uma vez que um manuscrito é postado no servidor SciELO Preprints, o mesmo só poderá ser retirado mediante pedido à Secretaria Editorial do SciELO Preprints, que afixará um aviso de retratação no seu lugar.
- Os autores concordam que o manuscrito aprovado será disponibilizado sob licença [Creative Commons CC-BY](#).
- O autor submissor declara que as contribuições de todos os autores e declaração de conflito de interesses estão incluídas de maneira explícita e em seções específicas do manuscrito.
- Os autores declaram que o manuscrito não foi depositado e/ou disponibilizado previamente em outro servidor de preprints ou publicado em um periódico.
- Caso o manuscrito esteja em processo de avaliação ou sendo preparado para publicação mas ainda não publicado por um periódico, os autores declaram que receberam autorização do periódico para realizar este depósito.
- O autor submissor declara que todos os autores do manuscrito concordam com a submissão ao SciELO Preprints.