



Revista Brasileira de Sociologia

ISSN: 2317-8507

ISSN: 2318-0544

revbrasisociologia@gmail.com

Sociedade Brasileira de Sociologia

Brasil

Crepalde, Neylson João Batista Filho; Silveira, Leonardo Souza  
Desempenho universitário no Brasil: estudo sobre desigualdade educacional com dados do ENADE 2014  
Revista Brasileira de Sociologia, vol. 4, núm. 07, 2016, -Junho, pp. 211-240  
Sociedade Brasileira de Sociologia  
Brasil

DOI: <https://doi.org/10.20336/rbs.155>

Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=595762287008>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais informações do artigo
- Site da revista em redalyc.org

redalyc.org  
UAEM

Sistema de Informação Científica Redalyc

Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal

Sem fins lucrativos acadêmica projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa  
acesso aberto

## Desempenho universitário no Brasil: estudo sobre desigualdade educacional com dados do Enade 2014

Neylson João Batista Filho Crepalde\*

Leonardo Souza Silveira\*\*

### RESUMO

O ensino superior brasileiro passou por etapas de expansão e diversificação ao longo das últimas duas décadas. A literatura sociológica, por sua vez, demonstra que as desigualdades educacionais podem estar associadas a diferentes níveis, a saber, individual e institucional. O presente trabalho analisa como se comportam estas desigualdades com relação ao desempenho dos alunos quando investigadas de forma desagregada por cursos de nível superior e quando controladas por instituição. Além disso, investigamos ainda a diferença de desempenho dos alunos de instituições de categorias administrativas diferentes considerando o “efeito escola”. Para tanto, usamos os dados do Enade 2014 e estimamos modelos lineares por mínimos quadrados ordinários e modelos hierárquicos. Nossos principais achados podem ser resumidos da seguinte forma: 1) o efeito das escolas sobre o desempenho dos alunos supera as diferenças de desempenho por sexo, raça e renda familiar; 2) as desigualdades se comportam de maneira distinta em cada curso chegando, algumas, a desaparecer.

**Palavras-chave:** Desigualdade Educacional. Enade. Ensino Superior.

\* Mestre e Doutorando na Universidade Federal de Minas Gerais. Coordenador do curso de Música no Centro Universitário Metodista Izabela Hendrix.

\*\* Mestre e Doutorando na Universidade Federal de Minas Gerais.

**ABSTRACT****HIGHER EDUCATION ACHIEVEMENT IN BRAZIL: A STUDY ON EDUCATIONAL INEQUALITY BASED ON DATA FROM ENADE 2014**

Within the last two decades, the Brazilian higher-education system underwent a process of expansion and diversification. Sociological literature, in turn, suggests that education inequalities may be associated to different levels, namely, the individual and the institutional level. This paper analyses how these inequalities manifest themselves when disaggregated by course and when controlled by institution. The analysis was based on data from Enade 2014, used to estimate ordinary least square linear models, and hierarquical models. Our main findings can be summarized as follows: 1) the effect of schools on students' achievement is greater than the effects of sex, race and family income; 2) Inequalities behave differently in each course, some of them even disappearing.

---

## 1. Introdução

O ensino superior no Brasil é marcado por desigualdades de acesso e permanência. Atributos como raça/cor e renda estão fortemente associados ao ingresso em cursos do ensino superior. A escolha da carreira universitária também está relacionada a estas variáveis e ao gênero. Isso resulta em composições diferentes, principalmente no que tange as clivagens por categoria administrativa e por curso (COSTA RIBEIRO & SCHLEGEL, 2015). Além de acesso e permanência, outra medida de análise do ensino superior é o desempenho. Neste trabalho serão analisadas as variações no desempenho de alunos concludentes do ensino superior em sete cursos de graduação no Brasil.

Nas últimas duas décadas, o ensino superior brasileiro passou por um processo intenso de expansão gerando a abertura de novas vagas, e a inserção de um volume maior de camadas da população que não tinham acesso a esse serviço. Entretanto, esse processo não foi condição suficiente para a extinção das desigualdades, além de ser muito recente para se ter reflexos mensuráveis no mercado de trabalho. É possível observar que nesse período houve alterações na participa-

ção dos diversos grupos sociais no ensino superior. As mulheres são maioria nesse nível de ensino, os grupos raciais minoritários vão, aos poucos, alcançando mais espaço, assim como os grupos com menor renda. Outras mudanças observadas relacionam-se às características das instituições de ensino por categoria administrativa, como a expansão do setor privado a partir da década de 1990 e das vagas em instituições federais na década de 2000.

Nesse contexto de expansão do ensino superior, expande-se também a heterogeneidade entre as IES (instituições do ensino superior). Características como categoria administrativa, localização geográfica, forma de gestão, nível socioeconômico médio, entre outras, se tornam ainda mais variadas no país. Conforme a literatura acerca do “efeito escola” aponta, o ambiente escolar tem influência em diversos aspectos, inclusive no desempenho (SOARES, 2003). Desse modo, ao estudar o desempenho do alunado, a instituição se torna também uma variável de interesse, e não somente a heterogeneidade entre os indivíduos.

Em uma análise que leve em consideração as dimensões individuais, administrativas e contextuais, pergunta-se se é possível que a prática educacional supere algumas barreiras socialmente impostas. Dito de outra forma, uma vez dentro da IES, as características socioeconômicas do aluno podem influenciar no desempenho? O que acontece com as desigualdades iniciais quando levamos em conta a influência de cada IES, bem como as particularidades de cada curso no desempenho discente?

Neste trabalho focamos nessas questões com o objetivo de apresentar novos dados que deem uma contribuição genuína ao debate. Para isso, usando dados do Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (Enade) de 2014 investigamos a nota geral fazendo uso de modelos lineares por mínimos quadrados ordinários e modelos hierárquicos, o que permite analisar tanto as associações individuais quanto as contextuais, neste caso, as IES. Nossos principais achados podem ser resumidos da seguinte forma: 1) o efeito das escolas sobre o desempenho dos alunos supera as diferenças de desempenho por

sexo, raça e renda familiar; 2) as desigualdades se comportam de maneira distinta em cada curso chegando, algumas, a desaparecer.

O trabalho está estruturado da seguinte forma: a seção a seguir apresenta o referencial teórico contextualizando o leitor na discussão das desigualdades educacionais no Brasil. Depois, apresentamos sucintamente o Enade e o modelo estatístico utilizado na análise dos dados. Após a apresentação dos resultados seguimos com nossas considerações finais e perspectivas para pesquisas futuras.

## 2. Referencial Teórico

A educação de nível superior no Brasil passou por importantes processos desde meados dos anos 1990. Mesmo que a democratização deste nível de ensino não tenha sido devidamente concluída, e a projeção da Lei de Diretrizes e Bases da Educação (1996) não tenha sido atingida, medidas foram tomadas nessa direção (ALMEIDA NETO, 2013)<sup>1</sup>. Interessa-nos entender, sucintamente, o que aconteceu no período entre 1998 até meados dos anos 2010, quando as matrículas em todo o Brasil passaram de cerca de 1,5 milhão para quase 6,5 milhões (INEP, 1998; INEP, 2014). Ademais, como a expansão do ensino superior se relaciona com as desigualdades enfrentadas no acesso e permanência neste nível.

As mudanças foram decorrentes de diferentes esforços feitos ao longo dessas duas décadas. No âmbito da educação pública, o Reuni é considerado o principal programa, pelo qual houve uma expansão tanto do número de instituições quanto da abrangência daquelas já existentes. Seus objetivos giravam em torno de ampliar a inovação acadêmica, garantir o acesso e a permanência ao maior número de estudantes, elevar a taxa de conclusão e a relação aluno/professor (BRASIL, 2009). O resultado foi o aumento no número de matrículas

<sup>1</sup> A Lei de Diretrizes e Bases da Educação previa que a taxa líquida de escolarização no nível superior fosse de 30% em 2011, mas o percentual chegou apenas a 15% no período, se mantendo uma das mais baixas da América Latina (ALMEIDA NETO, 2013).

em universidades federais que em 2000 eram de quase 300 mil, para mais de 1,5 milhão em 2014. Ainda no âmbito federal, as matrículas nos Centros Tecnológicos e Institutos Federais passaram de 23 mil para 123 mil no mesmo período (INEP, 2000; INEP, 2014).

O ensino superior privado também foi alvo de ações do governo federal, bem como a sua expansão de mercado. Bolsas parciais e integrais foram disponibilizadas por meio do programa Universidade Para Todos (PROUNI), e financiamento estudantil através do FIES. O primeiro, atendeu até o final de 2014 cerca de um milhão de bolsas integrais e 447 mil bolsas parciais (PROUNI, 2015). Por sua vez, até 2013 o FIES já havia firmado aproximadamente 1,2 milhão de contratos desde 2010, quando o Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE) passou a operar o financiamento (FNDE, 2014).

Além da expansão na oferta de vagas no ensino superior, houve outras medidas buscando expandir o acesso de forma mais democrática, visando contornar o perfil notadamente elitista deste nível. A Lei Federal 12.771/2012, popularmente “Lei de Cotas”, estabeleceu a garantia de parte das vagas nas universidades públicas para candidatos declarados pretos, pardos e indígenas, assim como egressos do ensino público no ensino médio e com renda familiar *per capita* inferior a um salário mínimo e meio. Espera-se, que com o passar dos anos o ensino superior brasileiro se torne mais diversificado com relação à renda e à cor da pele dos alunos ingressantes (CARVALHAES *et al.*, 2013).

A expansão do ensino superior é um apelo da sociedade moderna que está ancorado em diversas vertentes. Segundo Jarusch (1983), existem quatro elementos relacionados a isso: econômico, sociológico, político e cultural. O primeiro deles aponta para a necessidade de se qualificar a mão de obra, ao passo que a credencial tem valor de mercado e possibilita a ascensão social. O viés sociológico diz respeito às ambições de mobilidade social e de manutenção de *status* daqueles grupos já estabelecidos na pirâmide social. A dimensão política tem como intenção a incorporação de grupos marginalizados no processo produtivo e na distribuição de riquezas. O último ponto, o

cultural, não possui um motivo funcional, mas apoia-se no ideal iluminista de seres humanos bem educados (JARUSCH, 1983).

No Brasil, estes quatro pontos são mobilizados na fundamentação dos esforços feitos para a expansão do ensino superior. A ampliação do ensino superior não foi feita apenas para os grupos sub-representados nas universidades, faculdades e centros universitários, mas também na quantidade absoluta de vagas ofertadas. Isso preenche os pontos acima citados, além de diminuir a distância do país para seus vizinhos latino americanos, com taxas de escolarização melhores (ALMEIDA NETO, 2013). Tem-se, portanto, um ensino superior mais diversificado e maior em valores absolutos e relativos em comparação a décadas passadas.

As barreiras entre os grupos sociais, porém, se apresentam de maneiras distintas ao longo dos ciclos de vida e das transições educacionais por raça e gênero (FERNANDES, 2005; COSTA RIBEIRO, 2006). Podemos dividir, para finalidades analíticas, as barreiras anteriores ao ensino superior (PRATES; COLLARES, 2014), no período de formação acadêmica e com relação aos retornos obtidos após a sua conclusão (HALLER; SARAIVA, 2014). O presente estudo centra sua análise na segunda etapa descrita, do ensino superior em si. Tendo em vista o crescimento e maior democratização no acesso, pergunta-se: como atua o ensino superior nas diferenciações por raça, gênero e renda? Isto é, na educação superior, estes atributos obedecem à mesma lógica de produção e reprodução das desigualdades como em outros âmbitos da vida social, como o mercado de trabalho?

A redução dos efeitos de origem socioeconômica nas realizações educacionais era prevista pela teoria da modernização, através do processo de desenvolvimento econômico (TREIMAN, 1970). A expansão do sistema educacional e as demandas de uma sociedade mais industrializada e menos tradicional teriam como regra a meritocracia. De fato, ao analisar um intervalo de 81 anos no Brasil, Fernandes (2005) demonstra uma redução na associação entre alguns atributos como, gênero, escolaridade e status ocupacional dos pais. Por outro lado, demonstra-se uma intensificação da associação de alcance escolar com raça e origem urbana. Essas duas variáveis

apresentam associações que se fortalecem com o tempo, indicando que a teoria da modernização não pode ser corroborada, uma vez que a origem socioeconômica continua influenciando a realização educacional (FERNANDES, 2005).

A influência da origem socioeconômica, porém, não é estática, e varia conforme o nível educacional. Segundo Costa Ribeiro (2006), a classe social é a principal variável para as determinações de chances de transições educacionais. Porém, a raça vai aumentando sua associação ao longo do ciclo de vida e tem como principal gargalo o acesso à educação terciária. Para fins comparativos, para acessar a educação infantil, o filho de um profissional liberal tem 15 vezes mais chances do que o filho de um agricultor. Para essa mesma transição, o filho de um branco tem 3 vezes mais chance que o filho de um negro. Quando se trata das probabilidades de acessar o ensino superior, essas chances passam a ser quatro e duas vezes, respectivamente. Isto é, proporcionalmente, a raça tem mais associação para se acessar o ensino superior que o ensino infantil. A classe, por sua vez, é preponderante em todas as transições educacionais.

Ao longo da primeira década dos anos 2000, verificou-se uma redução da relação entre origem familiar e acesso ao ensino superior. Como demonstram Guimarães e colegas (2010), essa relação se tornou mais fraca no período, mas deve-se ter em vista também que isso não soluciona os problemas de permanência e conclusão do ensino superior. Logo, não se pode concluir que a melhoria no acesso garanta outras formas de igualdade. Quais são as associações existentes entre as variáveis relacionadas às desigualdades – raça, sexo e renda familiar – e o desempenho dos concluintes?

As características individuais, por sua vez, não são as únicas associadas às desigualdades educacionais. Prates e Collares (2014) demonstram diferenciações consideráveis no perfil socioeconômico no acesso às vagas disponíveis no setor público e privado. Segundo estes autores, as mulheres têm chances menores de acessar a educação pública do que os homens, assim como os residentes no sul/sudeste em comparação ao norte/nordeste. Além disso, mais do que a renda

familiar, a educação dos pais possui maior impacto nas chances de estar no ensino público (PRATES; COLLARES, 2014).

A diferenciação por categoria administrativa, público e privado, é uma das chamadas estratificações horizontais na educação terciária. Além da diferença no perfil dos alunos, a estrutura organizacional também influencia na qualidade dos cursos oferecidos e na perspectiva dos discentes (SCHWARTZMAN; SCHWARTZMAN, 2002). Lucas (2001) chama a atenção para a “desigualdade efetivamente mantida”, na qual, após um processo de expansão absoluta das vagas, outras distinções são feitas, como público e privado, ou profissionalizante e acadêmico.

Em Israel, Shwed e Shavit (2006) demonstraram que algumas diferenças eram marcantes para os dois setores de ensino. O setor privado investiu em áreas de baixos custos com infraestrutura, e.g., direito, administração e psicologia, e se tornavam mais lucrativos (SHWED; SHAVIT, 2006). No Brasil isso também se mostra válido como demonstram Schwartzman e Schwartzman (2002). Para esses autores, as universidades públicas têm forte aporte em pesquisa, enquanto as instituições privadas se voltam para as formações com mais apelo social e de mercado. Entretanto, estas últimas se encontram em posição de mercado, o que pode comprometer tanto a qualidade do serviço, como a sua finalidade em si, muito embora isso não se aplique a todas as instituições (SCHWARTZMAN; SCHWARTZMAN, 2002).

Devemos considerar também que, além de divididos em instituições com administrações e perspectivas diferentes, os alunos no ensino superior estão distribuídos em cursos. A escolha do curso e os retornos obtidos se mostram distintos por atributos socioeconômicos, levando a uma outra forma de estratificação horizontal. A mobilidade vertical diz respeito aos diferentes níveis de ensino, como fundamental, médio e superior, enquanto a mobilidade horizontal indica como os indivíduos se diferenciam dentro de cada uma dessas categorias. Segundo Lucas (2001), à medida que a estratificação vertical diminui, a horizontal tende a aumentar. A partir do momento em que determinado nível se torna universal, diferen-

ciações internas são estimuladas e acentuadas, versa a hipótese da desigualdade efetivamente mantida (LUCAS, 2001). No Brasil, assim como nos demais países, há probabilidades distintas por perfis socioeconômicos para ocupar vagas em diferentes cursos no ensino superior (COSTA RIBEIRO; SCHLEGEL, 2015).

Nessa perspectiva, mulheres, pretos, pardos e indígenas modificaram sua participação na educação terciária através de processos diferentes. Segundo Costa Ribeiro e Schlegel (2015), as mulheres ultrapassaram os homens neste nível de ensino em participação relativa desde os anos 1960. No entanto, a distribuição entre homens e mulheres não é idêntica por áreas do conhecimento, havendo preponderância feminina em cursos de humanidades, saúde (com exceção de medicina) e educação<sup>2</sup>. Apesar das mudanças, da maior inserção da mulher no ensino superior e nos cursos predominantemente masculinos, a razão de chance para um homem concluir um curso de medicina é ainda de 6,3, em 2010, em comparação às 26,2 vezes em 1960; no curso de Letras, por sua vez, essa razão passa de 0 para 0,1 no mesmo período, apontando para uma participação maciçamente feminina (COSTA RIBEIRO; SCHLEGEL, 2015).

A raça também se mostrou um marcador importante para a inserção no ensino superior e em cursos de maior prestígio. Pretos e pardos aumentaram sua tímida participação, acompanhando o crescimento de cursos com menor prestígio social, como pedagogia (COSTA RIBEIRO; SCHELGEL, 2015). As probabilidades de um indivíduo de cor preta concluir cursos mais prestigiados são consideravelmente menores que de outras cores de pele.

Em alguns cursos, a incorporação e a diversificação dos perfis socioeconômicos são mais factíveis que outros. Mesmo antes da Lei de Cotas, Amaral e colegas (2012) demonstraram, ao analisar a implantação do bônus sociorracial na UFMG em 2009, que em cursos de Administração e Química, o percentual de ingressantes provenientes de escolas

<sup>2</sup> As explicações para isso são atribuídas principalmente à socialização de homens e mulheres de maneira desigual (VAN DER WERFHORST, H.G.; KRAYKAMP, 2001).

de ensino médio públicas esteve próxima a 50% em alguns anos. Por outro lado, no curso de medicina, entre 2000 e 2008, este percentual nunca ultrapassou 20%, e somente após a implantação do bônus atingiu 40% em 2010 (AMARAL *et al.*, 2012). A literatura indica, portanto, que a análise por curso condiz com a realidade nas IES brasileiras observando que características como raça, renda familiar e sexo estão associadas à escolha da carreira e às condições de os concluir.

Como visto, as características individuais, o setor em que o estudante se insere e o curso escolhido apresentam associações tanto no acesso quanto na conclusão e nos retornos obtidos no mercado de trabalho. Contudo, ainda existe outra dimensão que pode exercer influência sobre o desempenho e outras características dos ingressantes e dos egressos do ensino superior no Brasil: o ambiente acadêmico em que ele se encontra – a hipótese do efeito escola trazida pela sociologia da educação (SOARES, 2003). A instituição e a turma se mostram importantes na explicação do desempenho dos alunos, seja por meio das características médias de origem social dos alunos, seja pelas expectativas dos professores, seja, ainda, pela infraestrutura oferecida pelas escolas em que os alunos estão inseridos (ALVES; SOARES, 2007; SOARES, 2003; BARBOSA; RANDALL, 2004).

Em etapas anteriores ao ensino terciário, demonstrou-se a influência do professor no desempenho dos alunos, tanto com relação às expectativas (BARBOSA; RANDALL, 2004), quanto ao desempenho em avaliações (SOARES, 2003). Contudo, no nível educacional aqui abordado, as características do ambiente escolar ultrapassam tais influências. Ao adentrar em um curso, os alunos passam a compartilhar a infraestrutura da IES, a qualidade e quantidade de professores disponíveis, oportunidades regionais de pesquisa, extensão e estágios, e outras condições objetivas para a continuidade dos estudos. A oferta de estágio, projetos de pesquisa e de extensão demonstraram influência na permanência em um curso de ciências sociais em uma universidade privada (ALMEIDA NETO, 2015).

Esta forma de tratar os dados educacionais, por escola ou outras unidades supra individuais, faz parte da tradição sociológica desde

o *Relatório Coleman* (COLEMAN et al., 1966), no qual foram apontadas influências do ambiente escolar no desempenho. Por um lado, o chamado efeito escola tem demonstrado significância recorrente nos estudos educacionais, tendo como foco principal a influência em crianças e adolescentes (BARBOSA; FERNANDES, 2001; SOARES, 2003; ALVES; SOARES, 2007). Por outro, as características principais destacadas para o ensino superior residem nas diferenciações por gênero, raça, origem socioeconômica, segmentação por setor público ou privado, e estratificação horizontal. Ainda assim, seria válido falar de efeito escola no ensino superior? Controladas por estas dimensões, as variações por escola ainda têm alguma associação com o desempenho dos alunos?

As hipóteses abordadas podem ser assim sintetizadas: 1) devido à estratificação horizontal existente no processo de expansão do ensino superior, as desigualdades de desempenho entre os concluintes no ensino superior variam entre os cursos; 2) a heterogeneidade entre as instituições de ensino é significativa a ponto de diminuir a associação por características socioeconômicas e socialmente atribuídas. Em linhas gerais, testa-se o efeito escola no ensino superior, tendo como medida o desempenho dos concluintes. Os modelos hierárquicos permitem que sejam consideradas as diferenças no nível 1, entre indivíduos, assim como no nível 2, entre instituições.

Deste modo, o presente artigo se debruça sobre o desempenho de alunos concluintes do ensino superior através de sua nota no Enade. Dentre as etapas em que o ensino superior pode acentuar ou atenuar as desigualdades, tem-se aqui o foco sobre o período dentro do curso, ao contrário de grande parte das pesquisas que focam no acesso ou nos retornos no mercado de trabalho. Observa-se também se existem diferenças de desempenho por características individuais, de raça, sexo e renda, e se estas permanecem com o acréscimo das variáveis setor e escolas, buscando analisar o papel de reproduutor ou mitigador das desigualdades dentro do percurso do alunado para cada curso escolhido no período de formação acadêmica.

### 3. Metodologia

Para os fins de nosso trabalho, escolhemos abordar os dados do Enade 2014. De acordo com o INEP (2016)

O objetivo do Enade é avaliar o desempenho dos estudantes com relação aos conteúdos programáticos previstos nas diretrizes curriculares dos cursos de graduação, o desenvolvimento de competências e habilidades necessárias ao aprofundamento da formação geral e profissional, e o nível de atualização dos estudantes com relação à realidade brasileira e mundial. (INEP, 2016)

Estes, além de serem os dados mais atuais do Enade, nos permitem comparar cursos de diversas áreas do conhecimento. Foram escolhidos os cursos de Arquitetura, Engenharia Civil, Ciências da Computação, Ciências Sociais (licenciatura), História (licenciatura), Música (licenciatura) e Pedagogia (licenciatura).

A análise será feita a partir de modelos hierárquicos ou multinível (HLM). Esses modelos surgiram nos estudos em Ciências da Educação considerando que as variáveis abordadas não deveriam ser vistas no mesmo plano, mas aninharam-se de forma hierárquica em níveis diferentes de análise (ALVES & SOARES, 2007). Alunos, por exemplo, agrupam-se dentro de classes, classes agrupam-se dentro de escolas, escolas agrupam-se em diferentes locais e assim por diante (RAUDENBUSH & BRYK, 2002). A grande vantagem dos modelos multinível está na possibilidade de contemplar as correlações e a variação dos coeficientes estimados entre os grupos aninhados, o que escapa aos modelos com apenas um nível.

No modelo hierárquico, uma equação é estimada para cada nível de análise (RAUDENBUSH & BRYK, 2002). A estimativa do primeiro nível pode ser definida por

$$\widehat{NotaGeral}_{ij} = \beta_{0j} + \beta_j X + e_{ij}$$

onde  $\beta_{0j}$  representa o intercepto aleatório do modelo, o termo  $\beta_j X$  representa o conjunto de coeficientes das  $p$  covariáveis e  $e_{ij}$ , o erro aleatório de cada indivíduo.

A estimação do segundo nível pode ser definida por

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + U_{0j}$$

onde  $\beta_{0j}$  representa o intercepto aleatório do modelo,  $\gamma_{00}$  representa a média total do intercepto de todas as escolas e  $U_{0j}$  o erro aleatório de cada escola. A ideia central do modelo é que o intercepto estimado assume variância por escola e por isso é chamado de “modelo de intercepto aleatório”.

A correlação intraclasse (*Intraclass Correlation - ICC*) é uma medida bastante útil associada aos modelos hierárquicos. Ela permite medir a proporção da variância explicada pelos grupos de nível 2 (escolas) sobre a variância total do modelo (nível 1 + nível 2). Esta medida é definida por

$$ICC = \frac{Var(U_{0j})}{Var(U_{0j}) + Var(e_{ij})} = \frac{\tau_{00}}{\tau_{00} + \sigma^2}$$

onde  $\tau_{00}$  representa a variância do erro aleatório de cada escola e  $\sigma^2$  representa a variância do erro aleatório de cada indivíduo (RAUDENBUSH & BRIK, 2002).

Para testar as hipóteses deste artigo, escolhemos como variáveis de interesse **Sexo, Cor/Raça, Renda Familiar e Categoria Administrativa** sobre a nota geral do aluno no exame. A variável dependente **Nota Geral** é numérica e varia de forma contínua de 0 a 100. Todas as variáveis de teste são qualitativas e estão categorizadas conforme a tabela 1 abaixo. As estatísticas descritivas das variáveis independentes e dependente estão apresentadas na Tabela 2. Na elaboração do modelo, incluímos ainda a **idade centralizada na média, a região brasileira e todas as demais perguntas do questionário do aluno**<sup>3</sup> como variáveis

---

<sup>3</sup> O questionário do aluno de 2014 está disponível para download em <<http://portal.inep.gov.br/enade/questionario-do-estudante>>, acesso em 08/07/2016. Ele é composto por 68 perguntas sendo 27 da primeira parte e 41 da segunda parte. A primeira parte traz perguntas relacionadas ao estudante e seu contexto socioeconômico e escolar. A segunda parte traz questões sobre a organização didático-pedagógica da IES em que o aluno estuda.

de controle. Por serem controles, decidimos não apresentá-los em seus pormenores<sup>4</sup>. Neste trabalho, o nível 1 será constituído pelos alunos (indivíduos) e o nível 2, pelas IES. O modelo multinível nos mostrará o efeito de cada variável sobre o desempenho do aluno. Além disso, verificando a variação do intercepto aleatório em torno da média, podemos investigar o efeito escola, i.e., mantendo-se todas as outras variáveis constantes, o efeito da própria IES<sup>5</sup> sobre a Nota Geral. Todas as estimativas foram realizadas usando a linguagem *R* (R CORE TEAM, 2016).

Tabela 1 - Variáveis de teste

Variável	Tipo	Descrição
Sexo	Categórica Binária	F – Feminino M – Masculino
Cor/Raça	Categórica	Branco Negro Pardo/Mulato Amarelo (oriental) Indígena
Renda Familiar	Categórica	a) Até 1,5 salário mínimo (até R\$ 1.086,00). b) De 1,5 a 3 salários mínimos (R\$ 1.086,01 a R\$ 2.172,00). c) De 3 a 4,5 salários mínimos (R\$ 2.172,01 a R\$ 3.258,00). d) De 4,5 a 6 salários mínimos (R\$ 3.258,01 a R\$ 4.344,00). e) De 6 a 10 salários mínimos (R\$ 4.344,01 a R\$ 7.240,00). f) De 10 a 30 salários mínimos (R\$ 7.240,01 a R\$ 21.720,00). g) Acima de 30 salários mínimos (mais de R\$ 21.720,01).
Categoria Administrativa	Categórica Binária	0 - Privada 1 - Pública

Fonte: INEP (2016). Elaboração dos autores.

Um modelo de mínimos quadrados ordinários também será estimado, tendo como objetivo a comparação com os modelos hierárquicos. Isto porque, uma vez que uma das hipóteses está relacionada com o efeito escola, dever-se-á comparar os coeficientes do modelo com o nível individual com os coeficientes dos modelos com variação no nível escolar.

- 
- 4 Os modelos de regressão de mínimos quadrados ordinários e hierárquicos bem como os códigos em linguagem R usados para a obtenção dos gráficos e resultados estão disponíveis em <<https://www.github.com/neylsoncrepalde/enade>>.
  - 5 Neste ponto, é bom lembrar que o efeito escola pode ser compreendido como o conjunto de práticas pedagógicas, estrutura, corpo docente, métodos avaliativos além de uma série de outras características do contexto escolar e que não se confundem com as outras covariáveis inseridas no modelo.

## 4. Resultados

A distribuição da amostra utilizada não pode ser considerada representativa do sistema educacional superior brasileiro como um todo, mas se refere aos concluintes destes cursos que prestaram o Enade no ano de 2014. Com relação à estrutura administrativa, tem-se maioria de estudantes provenientes de instituições privadas. Com relação a cor da pele/raça, uma maioria de brancos (a), seguidos por pardos (c) e pretos (b). Começamos investigando as relações entre as variáveis de teste e a variável dependente. Para isso, geramos os gráficos apresentados na figura 1.

Tabela 2 - Estatísticas Descritivas

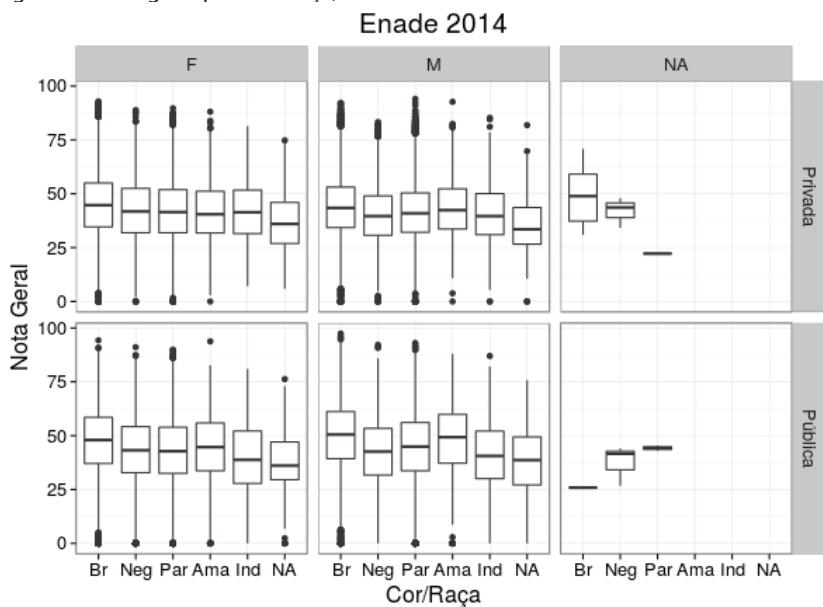
Categóricas - %				Numérica	
Sexo	Categoría	Cor/Raça	Renda (salários mínimos)	Nota Geral	
Fem 57,22	Privada 60,86	Branco 46,22	a) Até 1,5 16,22	Min. 0,00	
Mas 42,77	Pública 39,14	Negro 8,75	b) De 1,5 a 3 24,46	Inst Qu. 33,80	
		Pardo 29,70	c) De 3 a 4,5 16,59	Median 44,00	
		Amarelo 1,40	d) De 4,5 a 6 10,77	Mean 44,34	
		Indígena 0,74	e) De 6 a 10 11,08	3rd Qu. 54,60	
		-	f) De 10 a 30 6,65	Max. 97,40	
		-	- g) Mais de 30 1,04	-	-
NA 0,005		NA 13,20	NA	13,20	NA 849,44
Total 100	Total 100	Total 100	Total	100	n= 481720

Fonte: INEP (2016). Elaboração dos autores.

O primeiro gráfico, na Figura 1, mostra que há uma ligeira diferença entre as notas de homens e mulheres e entre alunos de IES privadas e públicas. O gráfico mostra também uma diferença sistemática entre as notas de brancos e negros para homens e mulheres.

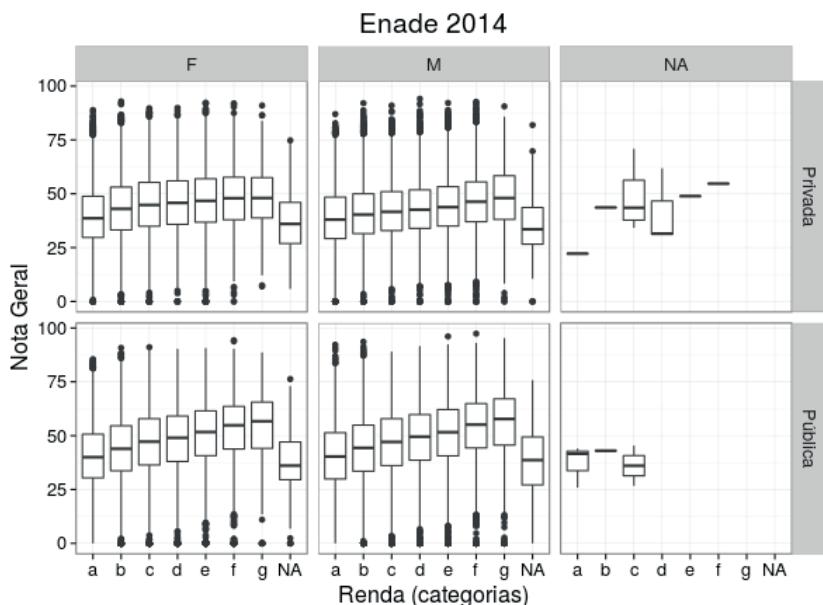
O segundo gráfico aponta para uma relação linear positiva entre as categorias de renda familiar e a nota geral. As diferenças das medianas das notas por renda entre IES privadas e públicas demonstram se acentuar nas categorias de renda mais altas, sem haver diferenças marcantes por sexo.

Figura 1 - Nota geral por Cor/Raça, Enade 2014.



Fonte: INEP (2016). Elaboração dos autores.

Figura 2 - Nota geral por Categorias de Renda Familiar, Enade 2014.



Fonte: INEP (2016). Elaboração dos autores.

Em seguida, estimamos modelos lineares para os cursos selecionados. Os resultados estão apresentados na Tabela 3. Neste ponto, é bom lembrar ao leitor de que estamos apresentando apenas os resultados para as variáveis de teste. Não apresentamos os coeficientes das demais variáveis por tratarem-se de controles.

Pode-se observar que as estimativas feitas por diferentes cursos permitem explorar a primeira hipótese elencada. Os coeficientes das variáveis socioeconômicas e socialmente atribuídas, que possuem significância no modelo geral, ou perdem a significância, ou invertem o sinal, dependendo do curso.

Posteriormente, estimamos os mesmos modelos, porém aninhando os dados por escolas como grupos de nível 2. Testes de *likelihood* mostraram que todos os modelos hierárquicos obtiveram resultados melhores do que os modelos lineares. A partir do procedimento conhecido como *random effects Anova* (MAIA et al., 2003), testamos se existe diferença significante no intercepto entre escolas. Os resultados mostraram que os modelos apresentam diferenças significativas entre os grupos corroborando o uso dos modelos hierárquicos. Os resultados das estimativas em dois níveis encontram-se na tabela 4 abaixo.

É possível perceber que, quanto ao sexo, o modelo geral aponta que os homens têm uma nota 0,7 menor do que as mulheres em média. Entretanto, quando analisamos os resultados para cada curso, essa relação se inverte ou desaparece. Os alunos de Arquitetura do sexo masculino têm em média 0,9 ponto a mais do que as mulheres, os alunos de Engenharia Civil, 2,9, os alunos de Computação, 2,2, de História, 2,5 e os alunos de Pedagogia, 0,8. Já os alunos de Ciências Sociais e Música não apresentaram diferença estatisticamente significativa entre homens e mulheres.

Tabela 3 - Modelos de Regressão Linear OLS

	Dependent variable:							
	Geral (1)	Arquitetura (2)	Eng. Civil (3)	Computação (4)	Sociais(Lic) (5)	Nota Geral História(Lic) (6)	Música(Lic) (7)	Pedagogia(Lic) (8)
Intercepto	30.400*** (0,502)	27.733*** (2,994)	25.350*** (1,905)	18.443*** (3,717)	23.808*** (8,588)	28.721*** (2,620)	24.505*** (8,426)	37.156*** (1,096)
Sexo - M	-0.978** (0,065)	1.111*** (0,297)	2.877*** (0,224)	2.399** (0,520)	1.576 (0,005)	2.579*** (0,333)	0.586 (0,917)	0.639*** (0,245)
Cor/Raça - b	-1.094*** (0,107)	-0.800 (0,770)	-2.774*** (0,446)	-2.136*** (0,710)	-1.078 (1,414)	-1.366*** (0,491)	-2.182** (1,285)	-0.416** (0,209)
Cor/Raça - c	-0.550*** (0,070)	-0.171 (0,347)	-0.518** (0,238)	-0.265 (0,422)	0.241 (1,147)	-0.145 (0,371)	-2.090** (0,907)	-0.620*** (0,145)
Cor/Raça - d	-0.519** (0,227)	-0.342 (0,868)	0.435 (0,680)	1.423 (1,115)	2.314 (5,399)	-1.890 (1,627)	1.137 (3,693)	-1.833*** (0,522)
Cor/Raça - e	-1.672*** (0,325)	-1.837 (1,551)	-1.710 (1,522)	-1.845 (2,410)	-3.072 (3,786)	-2.412** (1,210)	-1.457 (2,568)	-0.959 (0,687)
Renda - b	2.005*** (0,091)	1.084 (0,714)	0.246 (0,495)	2.298*** (0,779)	-0.462 (1,407)	2.301*** (0,413)	2.189* (0,159)	2.638*** (0,156)
Renda - c	3.102*** (0,104)	1.464** (0,710)	0.921* (0,492)	2.366*** (0,783)	1.403 (1,542)	3.700*** (0,502)	3.890*** (1,397)	4.945*** (0,197)
Renda - d	3.887*** (0,118)	2.545*** (0,727)	1.913*** (0,507)	3.278** (0,832)	0.434 (1,952)	5.596*** (0,615)	6.478** (1,561)	6.016*** (0,254)
Renda - e	4.781*** (0,122)	2.681*** (0,720)	2.905*** (0,502)	3.731*** (0,833)	0.499 (0,062)	7.171*** (0,690)	3.867*** (1,652)	7.582*** (0,303)
Renda - f	5.962*** (0,146)	3.282*** (0,748)	3.374*** (0,527)	5.022*** (0,910)	-1.371 (2,718)	7.939*** (1,033)	6.203*** (2,106)	8.979*** (0,507)
Renda - g	6.674*** (0,278)	4.194*** (0,909)	3.028*** (0,681)	3.133** (1,532)	4.044 (6,671)	13.921*** (2,655)	1.260 (5,164)	6.100*** (1,697)
Cat. - Pública	0.421*** (0,158)	0.268 (0,898)	3.500*** (0,579)	3.552*** (0,914)	-8.634*** (2,909)	0.120 (0,797)	3.957* (2,106)	0.828** (0,372)
Obs.	214.910	9.179	15.303	4.357	1.157	8.435	1.174	50.692
R <sup>2</sup>	0.151	0.158	0.227	0.313	0.290	0.271	0.313	0.209
Adjusted R <sup>2</sup>	0.150	0.139	0.216	0.279	0.139	0.253	0.170	0.206

\*p&lt;0,1; \*\*p&lt;0,05; \*\*\*p&lt;0,01

Note:  
 Fonte: INEP (2016). Elaboração dos autores.

Tabela 4 - Modelos de Regressão Multinível

	Dependent variable:							
	Geral (1)	Arquitetura (2)	Eng. Civil (3)	Computação (4)	Nota Geral Sociais(Lic) (5)	História(Lic) (6)	Música(Lic) (7)	Pedagogia(Lic) (8)
intercepto	30,747*** (0,679)	26,421*** (3,378)	26,479*** (2,246)	18,282*** (3,946)	30,912*** (8,176)	27,353*** (2,942)	26,550*** (7,819)	37,906*** (1,280)
exo - M	-0,701*** (0,066)	0,921*** (0,281)	2,929*** (0,219)	2,246*** (0,484)	1,480* (0,887)	2,459*** (0,322)	0,477 (0,822)	0,773*** (0,241)
'or/Raça - b	-1,096*** (0,106)	-0,804 (0,731)	-2,539*** (0,436)	-1,893*** (0,660)	-1,351 (1,248)	-1,338*** (0,476)	-1,863 (1,155)	-0,445** (0,206)
'or/Raça - c	-0,528*** (0,069)	-0,051 (0,330)	-0,430* (0,233)	0,045 (0,395)	0,101 (0,006)	-0,046 (0,360)	-1,939* (0,817)	-0,580*** (0,143)
'or/Raça - d	-0,598*** (0,223)	0,091 (0,825)	0,160 (0,663)	0,160 (1,044)	2,333 (4,748)	-2,215 (1,570)	0,938 (3,324)	-1,806*** (0,513)
'or/Raça - e	-1,470*** (0,319)	-1,723 (1,466)	-1,177 (1,484)	-0,967 (2,227)	-2,584 (3,305)	-2,397* (1,171)	-1,936 (2,304)	-1,048 (0,676)
tenda - b	1,871*** (0,070)	0,698 (0,676)	0,179 (0,483)	2,225*** (0,727)	-0,587 (1,231)	2,086*** (1,135)	1,809 (0,399)	2,419*** (0,156)
tenda - c	2,938*** (0,103)	1,082 (0,672)	0,922* (0,481)	2,314*** (0,732)	1,171 (1,349)	3,186*** (0,487)	3,640*** (1,252)	4,622*** (0,195)
tenda - d	3,663*** (0,117)	2,055*** (0,689)	1,799*** (0,496)	2,789*** (0,770)	0,098 (1,003)	5,008*** (0,597)	6,007*** (1,907)	5,683*** (0,251)
tenda - e	4,483*** (0,121)	2,277*** (0,684)	2,666*** (0,493)	3,055*** (0,781)	-0,175 (1,806)	6,303*** (0,669)	3,616** (1,482)	7,150*** (0,299)
tenda - f	5,443*** (0,146)	2,738*** (0,711)	3,102*** (0,517)	3,931*** (0,853)	-1,890 (2,368)	5,960*** (1,003)	5,960*** (1,907)	8,430*** (0,500)
tenda - g	5,845*** (0,276)	3,418*** (0,869)	2,707*** (0,669)	1,531 (1,429)	4,855 (5,853)	12,160*** (2,587)	1,083 (4,624)	4,702*** (1,669)
'at. - Pública	1,235*** (0,336)	3,204** (1,475)	5,468*** (0,877)	6,105*** (1,195)	-6,788** (3,064)	1,094 (1,027)	4,201** (2,094)	1,097** (0,543)
Obs.	214,910	9,179	15,303	4,357	1,157	8,435	1,174	50,692
IIC	1,715,165,000	71,439,620	118,605,100	33,118,140	9,592,817	68,084,560	9,334,148	406,313,700
RIC	1,717,313,000	72,928,680	120,201,000	34,438,710	10,633,860	69,555,950	10,378,190	408,160,000
CC	0,41	0,45	0,42	0,41	0,39	0,38	0,31	0,37

\*p&lt;0,1; \*\*p&lt;0,05; \*\*\*p&lt;0,01

Fonte: INEP (2016). Elaboração dos autores.

Note:

Quanto à cor ou raça, as diferenças apontadas pelo modelo geral aumentam ou desaparecem. O modelo geral indica que negros (b) têm a nota geral 1,1 ponto menor em média do que brancos. Dentro dos cursos de Arquitetura, Ciências Sociais e Música, essa diferença desaparece. Já no curso de Engenharia Civil, essa diferença aumenta para 2,5 pontos. Na Ciência da Computação, aumenta para 1,9 pontos e na História, aumenta para 1,3. O curso de Pedagogia foi o único caso em que a diferença diminuiu para 0,4 pontos. As diferenças entre os demais grupos raciais tendem a desaparecer. No curso de Música pardos tem -1,9 pontos em média do que brancos e na Pedagogia -0,6. Apenas no curso de Pedagogia foi encontrada diferença entre amarelos (orientais) e brancos de -1,8 pontos em média. Somente no curso de História foi encontrada diferença entre indígenas e brancos de -2,4 pontos em média.

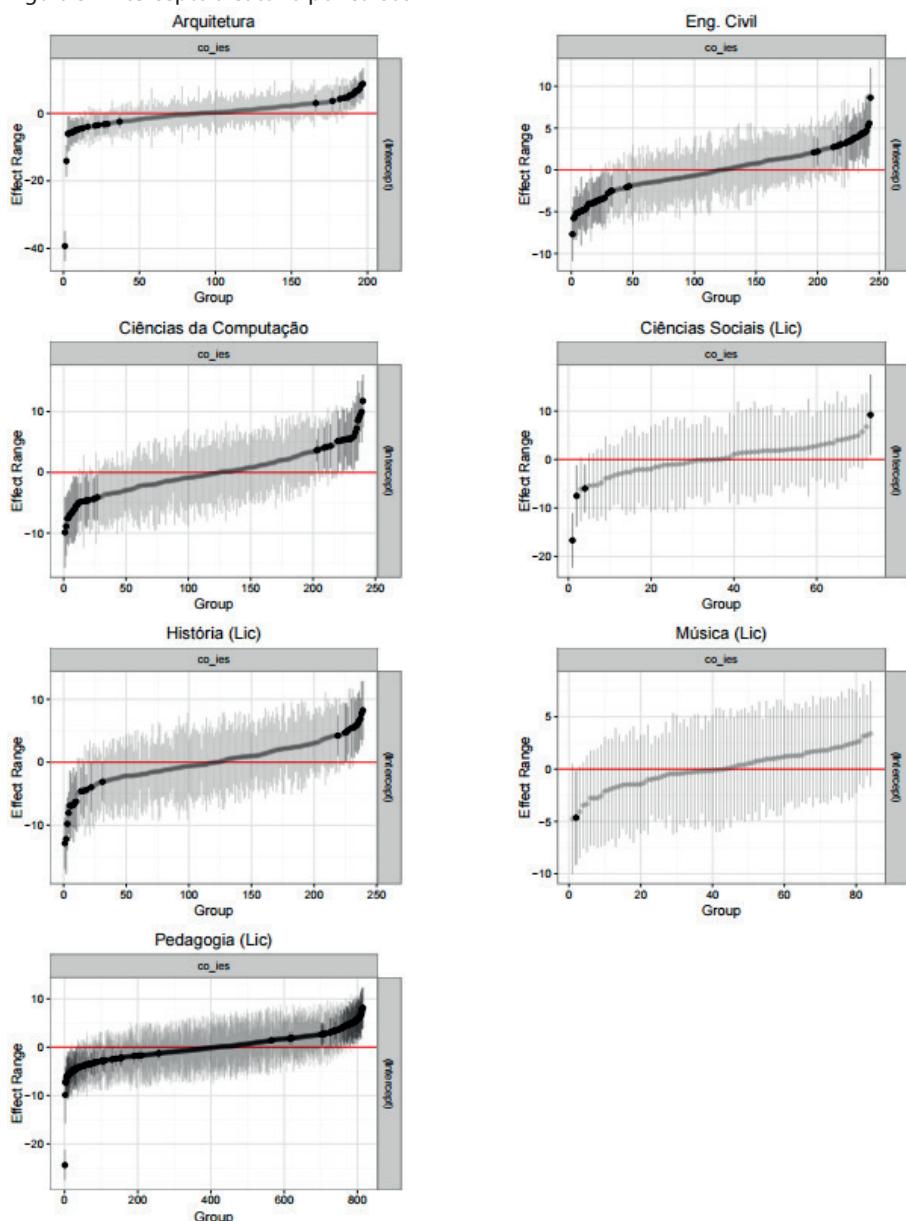
Quanto à renda familiar, o modelo geral indica que, à medida que a categoria de renda aumenta, aumenta também a nota. Os coeficientes variam entre 1,9 até 5,8 pontos em média a mais do que os alunos que recebiam até 1,5 salário mínimo em 2014. Para os alunos do curso de Arquitetura, essa diferença só começa a ser estatisticamente significativa a partir da quarta categoria (de 4,5 a 6 salários mínimos) e vai apenas a 3,4 pontos a mais para a última categoria. Na engenharia civil a diferença começa no mesmo ponto (assumindo  $\alpha = 0,05$ ) mas possui variação ainda menor (2,7 pontos a mais, em média, para a última categoria). Nas ciências da computação, as diferenças começam já na segunda categoria (2,2 pontos a mais, em média) e variam até 3,9 pontos para a penúltima categoria. Nas Ciências Sociais não foram constatadas diferenças estatisticamente significativas entre as categorias de renda. Na História, curiosamente, a diferença começa na segunda categoria (2,1 pontos a mais, em média) e aumenta enormemente até 12,2 pontos de diferença para a última categoria de renda. Na Música e na Pedagogia a diferença entre as camadas de renda se comporta de uma maneira menos intuitiva: há um aumento da diferença entre as notas até a quarta categoria para o curso de Música seguido de um declínio na categoria subsequente e novo aumento na

penúltima categoria. Para o curso de Pedagogia a diferença aumenta até a penúltima categoria apresentando um coeficiente robusto (8,4 pontos a mais em média) e cai na última categoria (4,7 pontos).

Por fim, o modelo geral apresenta uma diferença de 1,2 pontos em média para alunos de IES públicas. O único caso em que essa diferença diminui é o curso de Pedagogia. No curso de História, essa diferença deixa de ser estatisticamente significativa e nos demais cursos aumenta. Interessante notar que, apenas para o curso de Ciências Sociais, a relação entre essas variáveis se inverte e o modelo aponta que os alunos de IES públicas tem em média 6,8 pontos a menos do que os alunos de IES privadas.

O efeito das escolas sobre a nota geral dos alunos pode ser visualizado nos gráficos da figura 3 que mostram a variação do intercepto aleatório em torno da média do intercepto por grupos. Dito de outra forma, esses gráficos mostram a variação da nota média esperada do aluno para o qual as variáveis numéricas são iguais a zero e que pertença à primeira categoria (omitida) das variáveis categóricas. Essa variação provém apenas das IES pois estamos controlando o modelo pelas covariáveis já apresentadas. O efeito escola, portanto, não se confunde com os efeitos das covariáveis. É interessante notar que para ciências sociais, por exemplo, em que os efeitos fixos para os diferentes grupos de sexo, cor e renda familiar desapareceram, as escolas têm um efeito sobre a nota dos alunos que apresenta um âmbito de variação de 29,7 pontos. Para pedagogia, as escolas são responsáveis por uma variação de 32,7 pontos. Os outros cursos têm variações menores. Esse achado, contudo, aponta para o fato de que a escola tem um efeito que ultrapassa as diferenças sexo, cor ou renda familiar. No caso do curso de história que obteve a maior diferença entre categorias de renda extremas (12,3 pontos), essa constatação continua verdadeira visto que as escolas respondem por uma variação de 22,6 pontos.

Figura 3 - Intercepto aleatório por cursos



Fonte: INEP (2016). Elaboração dos autores.

As medidas de correlação intraclass (ICC) indicam a porcentagem da variância de cada modelo explicada pelas IES. No curso de Arquitetura, por exemplo, as IES por si só explicam 45% da variância das

notas dos alunos o que é uma proporção enorme considerando que estamos controlando por todas as outras variáveis. Para o curso de Engenharia Civil o ICC calculado foi de aproximadamente 42%, para Computação 41%, para Ciências Sociais 39%, para História 38%, para Música 31% e para Pedagogia 37%. Essa medida, junto ao âmbito da variação do intercepto por escola, mostra a força das IES no que diz respeito ao desempenho do aluno.

## 5. Discussão e considerações finais

Neste trabalho buscamos entender o comportamento das desigualdades comumente abordadas nos estudos sobre o sistema educacional, a saber, desigualdades de gênero, cor/raça e renda familiar. Além disso, investigamos a diferença de desempenho entre alunos de IES privadas e públicas, bem como o efeito de cada instituição sobre o desempenho do aluno.

Os resultados apontam que, com relação ao desempenho, as desigualdades socialmente atribuídas têm menor associação após a diferenciação por escola. Isto é, por um lado, as desigualdades por gênero, raça e renda familiar são menores do que as estimadas inicialmente. Por outro lado, em cada curso há variações consideráveis entre as escolas, chegando a 45% no curso de Arquitetura.

A primeira hipótese – de variação das desigualdades por curso – não pode ser rejeitada. Os coeficientes de raça, renda familiar e gênero não são os mesmos por cursos, indicando que os egressos se diferenciam de maneiras distintas de acordo com o curso ao qual estão vinculados. Esse achado se coaduna a outros, indicando que o prestígio de cada área tem associação com a competitividade e o perfil socioeconômico dos alunos (AMARAL et al., 2012; COSTA RIBEIRO; SCHLEGEL, 2015). No curso de Engenharia Civil, por exemplo, os homens têm notas superiores em quase 3 pontos, ao passo que no curso de Ciências Sociais todas as diferenças com base em características socioeconômicas somem.

Ainda no curso de ciências sociais, podemos identificar a diferenciação entre as IES pública e privada em um sentido oposto às

demais, indicando melhor desempenho dos alunos do setor privado. Entretanto, em geral, o setor público apresenta melhor desempenho, corroborando a hipótese de desigualdade efetivamente mantida (LUCAS, 2001) e da estratificação horizontal (PRATES; COLLARES, 2014; COSTA RIBEIRO; SCHLEGEL, 2015). Isto é, a ampliação do número de vagas leva à criação de outras diferenciações internas ao ensino terciário. Schwartzman e Schwartzman (2002), indicam que a perspectiva de mercado pode comprometer a qualidade dos cursos privados, bem como apresentam a ressalva de que isso não se aplica a todos os casos, como os resultados para as ciências sociais e história.

A estratificação horizontal, então, tem uma associação dentro do sistema de ensino superior no Brasil. Cursos e categorias administrativas estão associados à variação do desempenho do aluno, o que sustenta a hipótese de “desigualdade efetivamente mantida” (LUCAS, 2001) em que, após um período de expansão de um nível, outros mecanismos que não o acesso, são utilizados para a diferenciação dos indivíduos e grupos.

Com relação às desigualdades entre indivíduos, identificamos que cada curso se comporta de uma maneira diferente quanto às desigualdades apontadas. Em alguns casos (na maioria deles) as desigualdades são suprimidas ou diminuem. As desigualdades por sexo se comportam de maneira curiosa, apresentando uma inversão do sinal que à princípio era favorável às mulheres e se torna favorável aos homens em alguns casos, ou se tornam não significativas em outros. As desigualdades por renda familiar sofreram uma diminuição expressiva dentro dos cursos, excetuando-se história, música e pedagogia onde ocorreu o inverso.

Com relação à segunda hipótese – de heterogeneidade entre as IES –, é notório que o efeito das escolas sobre o desempenho do aluno supera as desigualdades iniciais. Esse resultado indica que ao acessar e permanecer no curso, o desempenho dos indivíduos tende à similaridade dentro da escola. Ou seja, homens e mulheres, brancos e não-brancos, pessoas com rendas superiores e inferiores têm desempenhos próximos uma vez que passam pelo mesmo treinamento.

Contudo, isso indica também que há variação de desempenho por escola entre 31% (Música) e 45% (Arquitetura). Com isso, tem-se uma nova evidência de fortalecimento da estratificação horizontal dentro dos cursos, o que extrapola a simples inserção da variável binária de categoria administrativa. Isso dialoga com a expansão do ensino superior no Brasil desde a década de 1990, em que a qualidade dos cursos varia muito entre as áreas.

A importância das escolas no desempenho dos alunos incrementa ainda mais o trabalho de avaliação dos órgãos responsáveis sobre os cursos e as IES. Caso a qualidade não seja fiscalizada, corre-se o risco de uma expansão mais desigual, de maneira que dentro do ensino superior surjam outras formas de diferenciação.

Em tempos de debates políticos e acadêmicos acerca das formas de ampliação do ensino superior, como as cotas raciais, demonstrar que os alunos tendem a se equiparar dentro das instituições é um achado importante. Isso demonstra que as escolas têm a capacidade de equiparar o treinamento de indivíduos, ao passo que o ensino superior também cria e recria mecanismos de diferenciação.

Outras indagações não se encerram com estes resultados, mas abrem novas perspectivas de investigação. Como opera o viés de seleitividade sobre o qual alunos de raças e categorias de renda diferentes ingressam em escolas com desempenho maior ou menor? Qual são as variáveis que levam a uma maior diferenciação horizontal dentro dos cursos? Como se comportam os outros cursos além dos que foram aqui investigados? Pretendemos investigar essas e outras questões em trabalhos futuros.

## Referências Bibliográficas

ALMEIDA NETO, M. (2013), “A expansão e a persistência das desigualdades no sistema de ensino superior no Brasil”. In: FAHEL, M. et al. (org.) **Desigualdades educacionais e pobreza**. Belo Horizonte: Ed. PUC Minas.

ALMEIDA NETO, M. (2015), **Novos atores no Ensino Superior Brasileiro: Impactos do perfil socioeconômico e das condições pós-acesso sobre o fluxo**

escolar e inserção profissional de estudantes de Ciências Sociais de uma instituição privada. Tese de doutorado. Universidade Federal de Minas Gerais – Belo Horizonte.

ALVES, M. T. G.; SOARES, J. F. (2007), “As pesquisas sobre o efeito das escolas: contribuições metodológicas para a Sociologia da Educação”. **Sociedade e Estado**, v. 22, n. 2, pp. 435-473.

AMARAL E. F. L.; NEVES, A. V. C.; SILVA, A.M.; MONTEIRO, T. J. G. (2012), “Análise do perfil dos alunos ingressantes na UFMG pela iniciativa do bônus sociorracial”. **Teoria & Sociedade**, vol. 20(1), pp. 85–116.

BARBOSA, M. L. O.; RANDALL, L. (2004), “Desigualdades sociais e formação de expectativas familiares e de professores”. **Cadernos CRH**, v. 17, n. 41, pp. 299-308.

BARBOSA, M. E. F.; FERNANDES, C. (2001), “A escola brasileira faz diferença? Uma investigação dos efeitos da escola na proficiência em matemática dos alunos da 4a série”. In: FRANCO, C. (Ed.). **Promoção, ciclos e avaliação educacional**. Porto Alegre: ArtMed.

BRASIL (2009). “Reuni 2008 – Relatório de Primeiro Ano”. Brasília: Ministério da Educação e Cultura, disponível em: <[http://portal.mec.gov.br/index.php?option=com\\_docman&view=download&alias=2069-reuni-relatorio-pdf&category\\_slug=dezembro-2009-pdf&Itemid=30192](http://portal.mec.gov.br/index.php?option=com_docman&view=download&alias=2069-reuni-relatorio-pdf&category_slug=dezembro-2009-pdf&Itemid=30192)>.

CARVALHAES, F.; FERES JÚNIOR, J.; DAFLON, V. (2013), “O impacto da Lei de Cotas nos estados: um estudo preliminar”. **Textos para discussão GEMAA** (IESP-UERJ), n. 1, pp. 1-17.

COLEMAN, J.S.; CAMPBELL, E.Q.; HOBSON, C.J.; MCPARTLAND, J.; MOOD, A.M.; WEINFELD, F.D.; YORK, R.L.. (1966), **Equality of Educational Opportunity**. Washington, US Government Printing Office.

COSTA RIBEIRO, C. A. (2006) “Classe, raça e mobilidade social no Brasil”. **Dados**, vol. 49, n. 4, pp. 833-873.

COSTA RIBEIRO, C. A.; SCHLEGEL, R. (2015), “Estratificação horizontal da educação superior no Brasil (1960 a 2010)”. **39º Encontro Anual da ANPOCS**.

FERNANDES, D. C. (2005) “Estratificação Educacional, Origem Socioeconômica e Raça no Brasil: As Barreiras da Cor”. In: **Premio IPEA 40 anos**. Brasília: IPEA.

FNDE – Fundo Nacional para Desenvolvimento da Educação. (2014), “FIES supera a marca de 556 mil contratos em 2013”. Disponível em: <http://www.fnde.gov.br/fnde/sala-de-imprensa/noticias/item/5154-fies-supera-marca-de-556-mil-contratos-em-2013>.

GUIMARAES, R.; GUEDES, G. RIOS-NETO, E. (2010), “De onde vim e até onde vou: Uma análise preliminar da desigualdade socioeconômica e en-

trada no ensino superior brasileiro". **Textos para Discussão** nº 414. Belo Horizonte: Cedeplar.

HALLER, A. O.; SARAIVA, H. U. (2014), "O efeito da educação sobre a renda em um país em desenvolvimento: 1973 e 1982". In: HALLER, A. O. et al. (orgs.) **O sistema de estratificação social brasileiro: pensando sistematicamente como a desigualdade funciona**. Belo Horizonte: Ed. Fino Traço.

INEP – Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. (1998), Sinopse Estatística do Ensino Superior. Brasília: INEP.

\_\_\_\_\_. (2000), Sinopse Estatística do Ensino Superior. Brasília: INEP.

\_\_\_\_\_. (2014), Sinopse Estatística do Ensino Superior. Brasília: INEP.

\_\_\_\_\_. (2016), Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes – ENADE. Disponível em <<http://portal.inep.gov.br/enade>>.

JARUSCH, H. K. (1983), "Higher Education and Social Change: some comparative perspectives". In: \_\_\_\_\_ (org.) **The transformation of Higher Education 1860-1930**. Chicago: University of Chicago Press.

LUCAS, S. R. (2001), "Effectively Maintained Inequality: Education Transitions. Track Mobility, and Social Background Effects". **The American Journal of Sociology**, vol. 106(6), pp. 1642-1690.

MAIA, J. A.R. et al. (2003), "Modelação hierárquica ou multinível. Uma metodologia estatística e um instrumento útil de pensamento na investigação em Ciências do Desporto". **Revista Portuguesa de Ciências do Desporto**, 3(1), pp. 92-107.

PRATES, A. A. P.; COLLARES, A. C. M. (2014), **Desigualdade e expansão do ensino superior na sociedade contemporânea**. Belo Horizonte: Ed. Fino Traço.

PROUNI – Programa Universidade para Todos (2015), "Dados e Estatísticas – Informações gráficas". Disponível em: [http://prouniportal.mec.gov.br/images/pdf/Representacoes\\_graficas/bolsistas\\_por\\_tipo\\_de\\_bolsa.pdf](http://prouniportal.mec.gov.br/images/pdf/Representacoes_graficas/bolsistas_por_tipo_de_bolsa.pdf). Acesso em 20 fev. 2016.

R CORE TEAM. (2016), "R: A language and environment for statistical computing". In: R foundation for statistical computing, Vienna, Austria. Disponível em <<https://www.R-project.org>>. Acesso em 24 mar. 2016.

RAUDENBUSH, S. W.; BRYK, A. S. (2002), **Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods**. Thousand Oaks, California: Sage.

SCHWARTZMAN, S.; SCHWARTZMAN, J. (2002), "O ensino superior privado como setor econômico". BNDES Report, disponível em <http://www.schwartzman.org.br/simon/pdf/suppriv.pdf>.

SCHWED, U.; SHAVIT, Y. (2006), "Occupational and Economic Attainment of College and University Graduates in Israel". European Sociological Review, 22(4): 431-442.

SOARES, T. M. (2003), “Influência do professor e do ambiente em sala de aula sobre a proficiência alcançada pelos alunos avaliados no Simave-2002”. **Estudos em avaliação educacional**, n. 28, pp. 103-124.

TREIMAN, D. (1970), “Industrialization and Social Stratification”. In: LAU-MANN, E. (Org.) **Social Stratification**: Research and theory for the 1970s. Indianapolis: Bobbs Merrill.

VAN DER WERFHORST, H.G.; KRAYKAMP, G. (2001), “Four field-related educational resources and their impact on labor, consumption and sociopolitical orientation”. **Sociology of Education**, v.74, n.4, p.296-317.

