

AVALIAÇÃO DO DESEMPENHO DE COTISTAS E NÃO COTISTAS NA UFPE ENTRE 2018 E 2022¹

Felipe Lucena Carneiro de Albuquerque²

Anderson Moreira Aristides dos Santos³

Este trabalho visa avaliar o desempenho de alunos cotistas em comparação com não cotistas no tocante ao coeficiente acadêmico, à formatura com atraso, à evasão, ao trancamento e à reprovação na Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) entre 2018 e 2022. O estudo tem caráter documental, com coleta de dados em fontes institucionais. Adota-se uma abordagem quantitativa, censitária, do tipo *ex post*, e métodos estatísticos de regressões lineares e logísticas. Os resultados apontam que os alunos cotistas apresentam melhor desempenho no que se refere à formatura com atraso, à evasão e ao trancamento. Por outro lado, os alunos não cotistas obtiveram melhor desempenho no que se refere ao coeficiente acadêmico e à reprovação.

Palavras-chave: ensino superior; ações afirmativas; cotas; quantitativa; avaliação.

PERFORMANCE EVALUATION OF QUOTA AND NON-COTA STUDENTS AT UFPE BETWEEN 2018 AND 2022

The study aims to evaluate the performance of quota students compared to non-quota students regarding academic GPA, delayed graduation, dropout rates, leave of absence, and failure rates at the Federal University of Pernambuco between 2018 and 2022. The research adopts a documental approach, with data collection from institutional sources. A quantitative, census-based, ex-post approach is employed, along with statistical methods such as linear and logistic regressions. The results indicate that quota students perform better in terms of delayed graduation, dropout rates, and leave of absence. On the other hand, non-quota students achieved better performance concerning academic GPA and failure rates.

Keywords: higher education; affirmative actions; quotas; quantitative; evaluation.

EVALUACIÓN DEL DESEMPEÑO DE BENEFICIARIOS DE CUOTAS Y NO BENEFICIARIOS EN LA UFPE ENTRE 2018 Y 2022

El trabajo tiene como objetivo evaluar el desempeño de los estudiantes beneficiarios de cuotas en comparación con los no beneficiarios en cuanto al coeficiente académico, la graduación con retraso, la deserción, la cancelación de matrícula y la reprobación en la Universidad Federal de Pernambuco (UFPE) entre los años 2018 y 2022. El estudio tiene un carácter documental, con la recolección de datos en fuentes institucionales. Se adopta un enfoque cuantitativo, de tipo censal y ex post, utilizando métodos estadísticos como regresiones lineales y logísticas. Los

1. DOI: <https://dx.doi.org/10.38116/ppp70art4>.

2. Administrador na Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). E-mail: felipe.albuque@ufpe.br. Lattes: <http://lattes.cnpq.br/8550204054903089>. Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-6015-3939>.

3. Professor associado I na Universidade Federal de Alagoas (Ufal). E-mail: anderson.santos@feac.ufal.br. Lattes: <http://lattes.cnpq.br/0335447705890131>. Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-4234-8665>.

resultados muestran que los estudiantes beneficiarios de cuotas tuvieron un mejor desempeño en lo relacionado con la graduación con retraso, la deserción y la cancelación de matrícula. Por otro lado, los estudiantes no beneficiarios presentaron un mejor desempeño en lo referente al coeficiente académico y a las reprobaciones.

Palabras clave: educación superior; acciones afirmativas; cuotas; cuantitativa; evaluación.

JEL: H41; I23; I24; I38; Z18.

1 INTRODUÇÃO

As Instituições Federais de Ensino Superior (Ifes) figuram entre as melhores universidades do país e, historicamente, atendiam majoritariamente às elites. Nas últimas décadas, essas instituições passaram por transformações significativas, com o objetivo de ampliar a educação superior pública, democratizar o acesso e a permanência no ensino superior e estabelecer avaliações periódicas vinculadas a indicadores de desempenho e financiamento (Gisi, 2006; Silva, Santos e Reis, 2021; Wegner, 2022).

No Brasil, o acesso aos níveis mais elevados de educação, especialmente ao ensino superior, representa um mecanismo crucial para a manutenção das desigualdades sociais em suas diversas dimensões (Hasenbalg, 2003; Carvalhaes e Ribeiro, 2019). Nesse sentido, democratizar o acesso à educação superior configura-se como uma estratégia essencial no combate às desigualdades, rompendo com o papel histórico das universidades de atender exclusivamente às elites.

Com a redemocratização do país e a promulgação da Constituição de 1988, mais sensível às demandas sociais, o Estado tornou-se mais permeável às aspirações da população. Esse contexto possibilitou que lutas históricas da sociedade civil se materializassem em políticas públicas (Imperatori, 2017). Nas últimas duas décadas, governos populares aprovaram diversas ações voltadas à democratização do ensino superior no Brasil, como o Exame Nacional do Ensino Médio (Enem), o Sistema de Seleção Unificada (Sisu), o Programa Universidade para Todos (Prouni), o Fundo de Financiamento Estudantil (Fies), o Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (Reuni), a Política Nacional de Assistência Estudantil (PNAES) e a Lei nº 12.711/2012 (Brasil, 2012) – Lei de Cotas. Entre essas iniciativas, destaca-se a atuação dos movimentos sociais negros, que desempenharam um papel decisivo nos debates e na exigência pela implementação de ações afirmativas, culminando na aprovação da Lei de Cotas.

A Lei nº 12.711/2012 (Brasil, 2012) constitui a primeira política pública no Brasil que considera o critério racial para beneficiar diretamente indivíduos negros, como forma de reparação histórica frente à naturalização das desigualdades e das discriminações sofridas por esse grupo. Essa ação afirmativa se concretiza por meio da reserva de 50% das vagas nas Ifes para estudantes que tenham cursado

integralmente o ensino médio em escolas públicas e para candidatos de menor nível socioeconômico. Dentro dessa reserva, um percentual específico é destinado a indígenas, pardos, negros e pessoas com deficiência, conforme a participação desses grupos em cada estado da Federação, baseada em dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Embora possa ser vista como uma medida de reparação, na Lei de Cotas, o critério racial aparece como o terceiro a ser considerado. Antes dele, estão os critérios de escolaridade em instituições públicas e de renda, ambos voltados para a delimitação da classe socioeconômica dos candidatos. Essa aparente submissão da raça à classe parece alinhar-se com a tese de Castro (2004), que defende o potencial do entrelaçamento de identidades e classe no combate às desigualdades, destacando a necessidade de políticas combinatórias que enfrentem simultaneamente diversas iniquidades. Fraser (2001) reforça essa perspectiva ao rejeitar a dicotomia entre classe e raça, argumentando que a justiça requer a combinação de redistribuição e reconhecimento.

Desde o final da década de 1970, os estudos de Hasenbalg (1979) e Silva (1980) já apontavam para as desigualdades raciais na sociedade brasileira, identificando a discriminação como uma de suas causas centrais. Souza (2005), em contrapartida, considera a questão racial como secundária à de classe, destacando a dificuldade em comprovar que a raça prevalece sobre a classe como principal determinante das desigualdades, dada a ausência de modelos teóricos robustos que sustentem essa primazia.

De fato, pode haver dificuldades teóricas na formulação de modelos que adequem a realidade para considerar a discriminação racial como causa predominante das desigualdades sociais. Contudo, os dados do IBGE (2019, 2022) retratam uma realidade alarmante: embora a população preta e parda represente, respectivamente, 9,1% e 47,0% da população brasileira, sua participação em indicadores relacionados à renda, à educação, ao emprego, à violência e a outros fatores que refletem melhores condições de vida permanece aquém dessa proporção.

Haas e Linhares (2012) destacam que a implementação de políticas de ação afirmativa trouxe ao centro do debate temas como diversidade cultural, inclusão social e cidadania. Especificamente no que diz respeito à reserva de vagas nas universidades, Bezerra e Gurgel (2012) apontam que, embora houvesse uma expectativa inicial de que esse sistema pudesse reduzir o nível acadêmico das instituições, há estudos que apresentaram resultado contrário a essa hipótese (Velloso, 2009).

Nesse contexto, o presente estudo propõe como objeto de análise o desempenho acadêmico dos estudantes da UFPE, considerando os indicadores de evasão, retenção, trancamento, reprovação e coeficiente de rendimento entre 2018 e 2022. O trabalho busca responder à seguinte questão: existe diferença entre o desempenho acadêmico, em termos de rendimento, retenção, trancamento, reprovação e evasão, de alunos cotistas e não cotistas na UFPE no período de 2018 a 2022?

Segundo Wainer e Melguizo (2018), há quatro dimensões possíveis para a avaliação de uma política de inclusão no ensino superior: i) acesso à educação, considerando a expectativa de maior diversidade no ingresso de alunos; ii) evasão; iii) tempo de conclusão, dado que alunos mais vulneráveis enfrentam maiores desafios para se manter no curso; e iv) rendimento acadêmico, que compara o desempenho entre beneficiários e não beneficiários. Este trabalho foca as três últimas dimensões, uma vez que a análise do acesso requereria dados anteriores à implementação da política de cotas para compará-los aos dados do período pesquisado, os quais não foram obtidos.

Embora este artigo se refira às Ifes de forma geral, é relevante destacar as diferenças entre universidades e institutos federais. Apesar de ambos oferecerem educação superior, os institutos têm um perfil distinto de alunado, dada a oferta significativa de educação básica articulada à educação profissional, seja em cursos técnicos, seja em programas de qualificação profissional (Bleicher e Oliveira, 2016; Taufick, 2014).

Dada a ausência de avaliações periódicas da política de ação afirmativa por parte da burocracia estatal, a academia tem assumido o protagonismo nessa tarefa, por meio de estudos científicos baseados em diferentes metodologias. Tais estudos exploram aspectos diversos, incluindo comparações entre cotistas e não cotistas quanto ao desempenho e ao processo de acesso às Ifes (Santos e Scopinho, 2016; Nierotka e Trevisol, 2016; Velloso, 2009), ao desempenho ao longo do curso (Bezerra e Gurgel, 2012; Cohen, Exner e Gandolfi, 2018; Griner *et al.*, 2013; Mendes Junior, 2014; Paixão, Pereira e Santos, 2015; Queiroz *et al.*, 2015; Wainer e Melguizo, 2018), à evasão (Bezerra e Gurgel, 2012; Campos *et al.*, 2017; Amaral e Oliveira, 2011; Nierotka e Trevisol, 2016) e à inserção no mercado de trabalho (Amaral e Oliveira, 2011).

Como campo de estudo, a avaliação de políticas públicas teve suas raízes no final do século XIX, quando governos passaram a se preocupar com a eficácia e com os impactos de suas ações. Na década de 1960, nos Estados Unidos, aumentou a demanda por prestação de contas e transparência no setor público e, nesse contexto, a avaliação de políticas públicas emergiu como uma ferramenta para medir a eficácia das ações governamentais e fornecer informações valiosas para tomadas de decisão fundamentadas (Ramos e Schabbach, 2012).

A avaliação de políticas públicas busca estabelecer uma relação causal entre uma modalidade específica de política e o sucesso ou o fracasso na consecução de seus objetivos, ou ainda entre essa política e dado resultado ou impacto sobre a situação social anterior à sua implementação, por meio de métodos e técnicas específicas (Arretche, 2013).

Weisskopf (2004) segue a mesma linha ao afirmar que o processo de avaliação engloba diversas atividades, todas relacionadas ao exame das causas e das consequências das ações governamentais. Pode-se dizer, portanto, que a avaliação de políticas públicas é um campo multidisciplinar que envolve a análise sistemática e objetiva dos impactos, da eficiência, da eficácia e da relevância das políticas governamentais, desempenhando papel fundamental na análise crítica e no aprimoramento dessas ações e destacando-se como uma importante ferramenta para a atuação eficaz do Estado.

No campo aplicado das políticas públicas, os indicadores são medidas utilizadas para operacionalizar conceitos abstratos ou demandas de interesse programático (Jannuzzi, 2005). Eles desempenham papel fundamental na avaliação de políticas públicas, pois fornecem medidas objetivas e mensuráveis para monitorar o desempenho e o impacto das ações governamentais. Os indicadores são instrumentos que possibilitam a coleta, a análise e a comunicação de informações relevantes sobre o desenvolvimento e os resultados das políticas implementadas.

Uma das classificações apresentadas por Jannuzzi (2002) diferencia os indicadores segundo três aspectos relevantes para a avaliação de programas sociais: i) indicadores para avaliar a eficiência dos meios e recursos empregados; ii) indicadores para avaliar a eficácia no cumprimento das metas; e iii) indicadores para avaliar a efetividade social do programa.

Na avaliação dos programas implementados, como é o caso desta pesquisa, os resultados devem ser aferidos por meio de indicadores-produto de diferentes tipos, de modo a medir a eficácia no cumprimento das metas específicas e a efetividade social das soluções propostas.

No contexto das universidades, a avaliação de seus resultados e das políticas por elas implementadas torna-se ainda mais importante, pois alguns instrumentos de avaliação têm vinculação orçamentária, como o índice de aluno equivalente, que tem sido o ponto de partida para a negociação do orçamento de custeio das Ifes (Wegner, 2022). É importante ressaltar também que os resultados das políticas implementadas estão intimamente ligados ao desempenho institucional aferido por esses instrumentos de avaliação.

2 METODOLOGIA

Esta pesquisa, quanto à abordagem, caracteriza-se como quantitativa, pois quantifica aspectos da realidade, apresentando resultados que podem retratar a população estudada, “recorrendo à linguagem matemática para descrever as causas de um fenômeno, as relações entre variáveis etc.” (Fonseca, 2002, p. 20). No que se refere à dimensão temporal, trata-se de um estudo *ex post facto*, ou seja, relativo a fatos

passados, em que a manipulação da variável independente é impossível, pois os eventos já ocorreram antes da investigação (Gil, 2017).

Quanto à natureza, esta pesquisa configura-se como estudo descritivo, por buscar conhecer a comunidade e as informações relativas ao objeto de pesquisa (Triviños, 1987). No que tange à amostra, trata-se de um estudo censitário, pois analisa os dados da totalidade da população estudada – os estudantes de graduação da UFPE –, o que dispensa a utilização de métodos de amostragem e de inferência estatística. Foram excluídos os alunos do curso de medicina, cuja estrutura, com internatos e subdisciplinas, apresentava inconsistências metodológicas para as análises.

Os dados foram coletados de forma secundária, por meio de solicitações de informação à plataforma Fala.br⁴ e disponibilizados pela Superintendência de Tecnologia da Informação (STI) em planilha eletrônica *Microsoft Office Excel*, conforme determina a Lei Geral de Proteção de Dados – LGPD (Lei nº 13.709/2018). Dessa forma, a coleta ocorreu de modo anonimizado, sem identificação dos estudantes, impossibilitando a obtenção do Termo de Consentimento Livre e Esclarecido.

A Resolução nº 510/2016 (Brasil, 2016) do Conselho Nacional de Saúde (CNS) estabelece diretrizes éticas específicas para as ciências humanas e sociais (CHS). Nesse contexto, existem situações em que as pesquisas não necessitam de aprovação por comitês de ética, entre elas, aquelas que utilizam informações de acesso público, conforme disposto na Lei nº 12.527, de 18 de novembro de 2011, segundo a qual todo documento produzido ou sob guarda do Estado é de natureza pública, salvo quando contenha informações que permitam a identificação individual ou envolvam questões de segurança pública (Brasil, 2011).

O tratamento dos dados coletados foi realizado em planilha Excel, agrupados por semestre, abrangendo o período do primeiro semestre de 2018 ao segundo semestre de 2022. Dessa forma, foram comparados os estudantes que ingressaram no ensino superior por meio da política de cotas com aqueles que o fizeram via ampla concorrência. Foram analisadas e comparadas, quantitativamente, as variáveis dependentes apresentadas no quadro 1.

QUADRO 1
Variáveis dependentes de pesquisa

Variável	Valor	Tipo
Modalidade de ingresso	Cotista (0)	Variável binária
	Não cotista (1)	
Evasão	Vinculado (0)	Variável binária
	Evadido (1)	

(Continua)

4. Disponível em: <https://falabr.cgu.gov.br/web/home>.

(Continuação)

Variável	Valor	Tipo
Retenção	Conclusão com êxito (0)	Variável binária
	Conclusão com atraso (1)	
Trancamento	Matriculado (0)	Variável binária
	Trancamento (1)	
Coeficiente de rendimento	0,0000 a 10,0000	Variável quantitativa contínua
Reprovação	Índice de reprovação (quantidade de reprovação/quantidade de matrícula)	Variável quantitativa contínua

Elaboração dos autores.

Para o cálculo da taxa de evasão, optou-se pelo método sugerido por Silva Filho *et al.* (2007), amplamente aceito e referenciado no Brasil, além de ser utilizado por órgãos de controle (Wegner, 2022).

Para verificar a contribuição das variáveis coletadas nos resultados testados, foi utilizado o programa estatístico *Stata*. Para as variáveis dependentes *conclusão com atraso*, *evasão* e *trancamento*, empregou-se o método de regressão logística, uma vez que são variáveis binárias. Segundo Fávero e Belfiore (2017), quando um fenômeno em estudo apresenta apenas duas categorias, ele pode ser representado por uma única variável *dummy*, na qual a primeira categoria serve como referência, indicando o não evento de interesse (*dummy* = 0), e a segunda categoria representa o evento de interesse (*dummy* = 1). Portanto, utilizou-se a técnica de regressão logística binária.

Para as variáveis dependentes de *coeficiente de rendimento acadêmico* e *reprovação*, foi utilizado o método de regressão linear, uma vez que essas variáveis são contínuas. Segundo Fávero *et al.* (2009), a técnica de regressão linear oferece, prioritariamente, a possibilidade de estudar a relação entre uma ou mais variáveis explicativas (que se apresentam de forma linear) e uma variável dependente quantitativa. Todas as análises consideraram erros-padrão robustos à heterocedasticidade nos testes de inferência estatística.

Além disso, como boa parte das nossas variáveis de resposta é binária, outros modelos amplamente utilizados, além do *logit*, são o *probit* e o modelo de probabilidade linear. Também realizamos estimações com esses dois métodos, obtendo resultados bastante semelhantes em termos de efeitos marginais. Adicionalmente, temos parcialmente um painel, mas com limitações, já que os indivíduos se repetem até sair do curso, causando um desbalanceamento devido à própria natureza dos dados ou ao comportamento do indivíduo, além da existência de períodos extras. Esse foi o motivo que nos levou a utilizar um *pooling*. De qualquer forma, também aplicamos métodos para dados em painel, nesse caso, efeitos aleatórios em um painel estático linear (MPL) e *logit* com efeitos aleatórios. Apesar de algumas diferenças, os resultados foram bastante semelhantes aos apresentados neste estudo.⁵

5. Resultados disponíveis aos interessados por meio de contato com os autores.

A análise da reprovação foi realizada por meio da modelagem econométrica proposta por Cragg (1971), que consiste em duas etapas. Na primeira, aplicou-se a regressão logística para estimar a probabilidade de ocorrência ou não de reprovação. Na segunda etapa, foi realizada uma regressão linear apenas com os casos em que a quantidade de reprovações foi maior que 0.

Também foram realizadas regressões com as mesmas variáveis para verificar como os critérios estabelecidos na Lei nº 12.711/2012 (raça e renda) estão associados aos indicadores avaliados. Para isso, foram agrupadas as cotas L2, L6, L10 e L14, a fim de identificar cotistas pretos, pardos e indígenas (grupo raça), e as cotas L1, L2, L9 e L10, para identificar cotistas com renda familiar bruta *per capita* igual ou inferior a um salário mínimo e meio (grupo renda).

Na regressão logística, é necessário especificar a categoria de referência para variáveis dicotômicas, sendo que essa categoria de referência recebe valor zero (Hair Junior *et al.*, 2009). Em nosso modelo, as categorias de referência foram definidas conforme o quadro 2. Assim, ao se analisar os coeficientes, tanto da regressão quanto do efeito marginal, eles devem ser interpretados sempre em relação à categoria de referência.

QUADRO 2
Categorias de referência

Variável	Categoria de referência
cota_bin	Ampla concorrência (0)
sexo	F (0)
centro	CAA (0)
turno	Integral (0)
pandemia	Não (0)
modalidade	Presencial (0)

Elaboração dos autores.

Obs.: F – feminino; e CAA – Centro Acadêmico do Agreste.

As variáveis incluídas no modelo foram: *cota_bin*, que indica se o aluno é cotista (1) ou não cotista (0); *sexo*, que pode assumir os valores feminino (F = 0) e masculino (M = 1); *centro*, que indica a vinculação do aluno a determinado centro; *turno*; *idade*; e *pandemia*, que assume o valor 1 para os semestres de 2020 e de 2021, criada para verificar os efeitos da pandemia sobre os indicadores avaliados.

Optou-se por apresentar os resultados do efeito marginal das regressões logísticas, por se tratar de um método mais intuitivo para quantificar o risco de ocorrência do fenômeno medido pela variável dependente em associação com a variável independente.

3 RESULTADO E DISCUSSÃO

3.1 Estatística descritiva

A amostra de dados contou com 345.071 registros de alunos, dos quais 135.319 correspondem a alunos cotistas e 209.752 a alunos não cotistas. Os dados estão agrupados por semestre, o que significa que o registro de cada aluno se repete a cada semestre, até sua formatura ou evasão, sendo atualizados apenas os dados referentes à idade, ao rendimento acadêmico, à quantidade de reprovações e ao *status* de vínculo com a universidade. Na tabela 1, pode ser verificada a distribuição de registros por centro acadêmico.

TABELA 1
Distribuição de registros por centro acadêmico

	Registros	Cotistas	Não cotistas	Presencial	A distância
CAA	49.759	19.200	30.559	49.759	0
CAC	36.750	13.131	23.619	33.240	3.510
CAV	19.428	8.197	11.231	19.428	0
CB	18.409	7.914	10.495	18.409	0
CCEN	9.736	3.354	6.382	8.564	1.172
CCJ	14.439	6.041	8.398	14.439	0
CCS	36.788	15.534	21.254	36.788	0
CCSA	42.695	16.874	25.821	40.924	1.771
CE	21.840	8.854	12.986	21.840	0
CFCH	31.259	12.231	19.028	29.928	1.331
CIN	16.086	6.020	10.066	16.086	0
CTG	47.882	17.969	29.913	47.882	0
Total	345.071	135.319	209.752	337.287	7.784

Fonte: Dados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Obs.: CAC – Centro de Artes e Comunicação; CAV – Centro Acadêmico de Vitória de Santo Antão; CB – Centro de Biociências; CCEN – Centro de Ciências Exatas e da Natureza; Centro de Ciências Jurídicas; CCS – Centro de Ciências da Saúde; CCSA – Centro de Ciências Sociais Aplicadas; CE – Centro de Educação; CFCH – Centro de Filosofia e Ciências Humanas; CIN – Centro de Informática; e CTG – Centro de Tecnologia e Geociências.

3.2 Análise da evasão

A evasão é um indicador amplamente utilizado na análise comparativa do desempenho de alunos cotistas e não cotistas (Silva, Xavier e Costa, 2020; Pena, Matos e Coutrim, 2020; Castro, 2023; Campos *et al.*, 2017; Bezerra e Gurgel, 2012; Andriola e Araújo, 2023). Na tabela 2, são apresentados os resultados dos efeitos marginais da regressão logística para a evasão. Algumas categorias que não apresentaram significância estatística em algum dos grupos foram excluídas da análise, a saber: CB, CCSA e CE; turnos tarde/noite; e a variável *pandemia*.

TABELA 2
Resultado do efeito marginal do modelo de regressão logística para evasão

Evasão	Global		Renda		Raça	
	dy/dx Delta-method std. err.	P> z	dy/dx Delta-method std. err.	P> z	dy/dx Delta-method std. err.	P> z
cota_bin						
COT	-0,0026*** (0,0008)	0,003	-0,0042*** (0,0010)	0,000	-0,0021** (0,0010)	0,034
Sexo						
M	0,0178*** (0,0008)	0,000	0,0178*** (0,0009)	0,000	0,0182*** (0,0009)	0,000
Centro						
CAC	-0,0083*** (0,0017)	0,000	-0,0058*** (0,0019)	0,003	-0,0075*** (0,0019)	0,000
CAV	-0,0049** (0,0021)	0,019	-0,0050** (0,0023)	0,032	-0,0048** (0,0022)	0,035
CCEN	0,0208*** (0,0029)	0,000	0,0200*** (0,0032)	0,000	0,0203*** (0,0031)	0,000
CCJ	-0,0389*** (0,0017)	0,000	-0,0389*** (0,0019)	0,000	-0,0395*** (0,0019)	0,000
CCS	-0,0090*** (0,0018)	0,000	-0,0082*** (0,0021)	0,000	-0,0095*** (0,0020)	0,000
CFCH	0,0106*** (0,0019)	0,000	0,0115*** (0,0021)	0,000	0,0109*** (0,0020)	0,000
CIN	-0,0235*** (0,0021)	0,000	-0,0226*** (0,0023)	0,000	-0,0229*** (0,0023)	0,000
CTG	0,0046** (0,0018)	0,015	0,0051** (0,0020)	0,013	0,0048** (0,0020)	0,019
Turno						
Noite	0,0141*** (0,0013)	0,000	0,0145*** (0,0015)	0,000	0,0146*** (0,0014)	0,000
Tarde	0,0096*** (0,0017)	0,000	0,0102*** (0,0019)	0,000	0,0097*** (0,0018)	0,000
Idade						
	-0,0001* (0,00007)	0,097	-0,0002** (0,00008)	0,013	-0,0001* (0,00007)	0,097
Modalidade						
A distância	0,1176*** (0,0054)	0,000	0,1183*** (0,0056)	0,000	0,1178 (0,0056)	0,000

Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.
Obs.: Significância: *** 0,01; ** 0,05; e * 0,1.

Os resultados da regressão logística indicam que, em comparação aos não cotistas, o grupo geral apresentou uma probabilidade 0,26% menor de evasão (p -valor = 0,003). O grupo renda teve uma probabilidade 0,42% menor (p -valor < 0,001) e o grupo raça, 0,21% menor (p -valor = 0,034) de evasão. Esses resultados reforçam que a política de cotas não impacta negativamente a eficiência da instituição no que se refere à evasão.

Os centros com maior probabilidade de evasão para o grupo global foram o CCEN (2,08% e p -valor = 0,000) e o CFCH (1,06% e p -valor = 0,000), enquanto os com menores probabilidades de evasão foram o CCJ (-3,98% e p -valor = 0,000) e o CIN (-2,35% e p -valor = 0,000). Para os grupos renda e raça, os alunos têm maior probabilidade de evasão no CCEN (2% com p -valor = 0,000 e 2,03% com p -valor = 0,000, respectivamente) e no CFCH (1,15% com p -valor = 0,000 e 1,09% com p -valor = 0,000, respectivamente) e menor probabilidade de evasão no CCJ (-3,95% com p -valor = 0,000 e 2,29% com p -valor = 0,000, respectivamente) e no CIN (-2,26% com p -valor = 0,000 e 2,29% com p -valor = 0,000, respectivamente). Todos esses números têm como referência a evasão do CAA.

Em relação aos turnos, tanto os alunos da noite quanto os da tarde tiveram maiores probabilidades de evasão que os alunos do turno integral, sendo 0,96% (p -valor = 0,000) e 1,41% (p -valor = 0,000) maiores respectivamente para o grupo global, 1,02% (p -valor = 0,000) e 1,45% (p -valor = 0,000) maiores respectivamente para o grupo renda e 0,97% (p -valor = 0,000) e 1,46% (p -valor = 0,000) para o grupo raça.

No que se refere à idade, cada ano acrescentado representa probabilidades menores de evasão em 0,01% (p -valor = 0,097) para o grupo global, 0,02% (p -valor = 0,013) para o grupo renda e 0,01% (p -valor = 0,097) para o grupo raça.

A modalidade a distância também teve probabilidades maiores de evasão, sendo 11,76% (p -valor = 0,000) para o grupo global, 11,83% (p -valor = 0,000) para o grupo renda e 11,78% (p -valor = 0,000) para o grupo raça.

3.3 Análise da conclusão com atraso

Na tabela 3, estão os coeficientes do efeito marginal da regressão logística para os três grupos estudados: global, renda e raça. Conforme apresentado na tabela 2, as categorias CAV, CCEN e CFCH apresentaram $P > |z| > 0,10$, o que quer dizer que não há significância estatística e para os níveis definidos (1%, 5% e 10%), por isso, foram descartadas, assim como a categoria manhã para a variável *turno*.

TABELA 3
Resultado do efeito marginal do modelo de regressão logística para conclusão com retenção

retencao	Global		Renda		Raça	
	dy/dx Delta-method std. err.	P> z	dy/dx Delta-method std. err.	P> z	dy/dx Delta-method std. err.	P> z
cota_bin						
cot	-0,0967 *** (0,0089)	0,000	-0,0847 *** (0,0114)	0,000	-0,0899 (0,0106)	0,000
Sexo						
M	0,0534 *** (0,0070)	0,000	0,0543 *** (0,0073)	0,000	0,0544 (0,0072)	0,000
Centro						
CAC	0,0570 *** (0,0146)	0,000	0,0600 *** (0,0150)	0,000	0,0532 *** (0,0149)	0,000
CB	0,1150 *** (0,0165)	0,000	0,1181 *** (0,0171)	0,000	0,1151 *** (0,0169)	0,000
CCJ	-0,4090 *** (0,0172)	0,000	-0,4161 *** (0,0180)	0,000	-0,4218 *** (0,0177)	0,000
CCS	-0,1332 *** (0,0158)	0,000	-0,1327 *** (0,0166)	0,000	-0,1320 *** (0,0164)	0,000
CCSA	-0,0529 *** (0,0146)	0,000	-0,0510 *** (0,0152)	0,001	-0,0590 *** (0,0151)	0,000
CE	-0,1502 *** (0,0190)	0,000	-0,1643 *** (0,0200)	0,000	-0,1532 *** (0,0197)	0,000
CIN	0,1682 *** (0,0195)	0,000	0,1639 *** (0,0199)	0,000	0,1590 *** (0,0198)	0,000
CTG	0,1684 *** (0,0138)	0,000	0,1654 *** (0,0141)	0,000	0,1614 *** (0,0140)	0,000
Turno						
Noite	0,0292 *** (0,0107)	0,006	0,0393 *** (0,0111)	0,000	0,0381 *** (0,0110)	0,001
Tarde	0,0336 ** (0,0133)	0,012	0,0344 ** (0,0140)	0,014	0,0322 ** (0,0138)	0,020
Tarde/noite	0,0702 *** (0,0265)	0,008	0,0605 ** (0,0277)	0,029	0,0666 ** (0,0273)	0,015
Idade						
	0,0094 *** (0,0008)	0,000	0,0099 *** (0,0008)	0,000	0,0092 *** (0,0008)	0,000
Pandemia						
	-0,0169 ** (0,0069)	0,015	-0,0127 * (0,0072)	0,079	-0,0148 ** (0,0071)	0,039
Modalidade						
A distância	-0,0883 *** (0,0314)	0,005	-0,0931 *** (0,0318)	0,003	-0,0833 *** (0,0315)	0,008

Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.
Obs.: Significância: *** 0,01; ** 0,05; e * 0,1.

De acordo com os resultados dos efeitos marginais da regressão logística sobre a retenção global, no período analisado, os estudantes cotistas apresentam 9,67% (p -valor = 0,000) menor probabilidade de se formarem com atraso em comparação aos estudantes que ingressaram pela ampla concorrência. No grupo de cotistas classificados pelo critério de renda familiar inferior a um salário mínimo e meio (grupo renda), essa probabilidade é 8,47% (p -valor = 0,000) menor; já no grupo de cotistas por critérios raciais (grupo raça), a probabilidade de formatura com atraso é 8,99% (p -valor = 0,000) menor.

Além disso, os estudantes do sexo masculino apresentam 5,34% (p -valor = 0,000) maior probabilidade de se formarem com atraso em relação às estudantes do sexo feminino na amostra global. Essa diferença é semelhante nos subgrupos: 5,43% (p -valor = 0,000) no grupo renda e 5,44% (p -valor = 0,000) no grupo raça.

No que se refere aos centros, os alunos com menores probabilidades de formatura com retenção estão no CCJ (40,90% e p -valor = 0,000), no CE (15,02% e p -valor = 0,000) e no CCS (13,32% e p -valor = 0,000), enquanto os alunos com maiores probabilidades de retenção são os do CTG (16,85% e p -valor = 0,000), do CIN (16,84% e p -valor = 0,000) e do CB (11,5% e p -valor = 0,000). Todos esses resultados têm como referência o CAA ao se analisar os dados globais.

Na análise dos cotistas de baixa renda e pretos, pardos e indígenas (PPI), as menores probabilidades de formatura estão nos mesmos centros: CCJ (41,61% e p -valor = 0,000) e (42,18% e p -valor = 0,000); CE (16,43% e p -valor = 0,000) e (15,32% e p -valor = 0,000); e CCS (13,27% e p -valor = 0,000) e (13,20% e p -valor = 0,000), respectivamente. As maiores probabilidades de formatura com retenção para esses dois grupos de estudantes são maiores também no CTG, sendo 16,54% (p -valor = 0,000) para baixa renda e 16,14% (p -valor = 0,000) para PPI; no CIN 16,39% (p -valor = 0,000) e 15,90% (p -valor = 0,000); e CB com 11,81% (p -valor = 0,000) para baixa renda e 11,51% (p -valor = 0,000) para PPI, todos tendo como categoria de referência o CAA. Segundo Garcia, Lara e Antunes (2020), os cursos da área de exatas e de tecnologia figuram entre os cursos com maiores evasões e retenções devido a disciplinas de matemática e programação.

Para a variável *turno*, os resultados encontrados indicam que os estudantes da noite têm probabilidade 2,92% (p -valor = 0,006) maior de concluir o curso com atraso que os estudantes em turno integral, os estudantes da tarde 3,36% (p -valor = 0,012) e os estudantes do turno tarde/noite 7,02% (p -valor = 0,008), todos para o grupo global. Para o grupo renda, temos noite com 3,93% (p -valor = 0,000), tarde com 3,44% (p -valor = 0,014) e tarde/noite com 6,05% (p -valor = 0,029) mais probabilidade de conclusão com atraso, e o grupo raça tem maiores probabilidades de formatura com atraso em 3,81% (p -valor = 0,001) para noite, 3,22% (p -valor = 0,02) para tarde e 6,66% (p -valor = 0,015) para o turno tarde/noite.

O resultado para a idade diz que, a cada ano adicionado à idade do aluno, a probabilidade de se formar com retenção aumenta 0,94% (p -valor = 0,000) com todos os cotistas, 1% (p -valor = 0,000) quando se testam apenas cotistas de renda *per capita* familiar inferior a um salário mínimo e meio (grupo renda) e 0,92% (p -valor = 0,000) para os cotistas PPI (grupo raça).

Sobre o período pandêmico, surpreende o resultado de que, nos anos de pandemia, a probabilidade de se formar com atraso diminuiu 1,69% (p -valor = 0,015) no teste global, 1,27% (p -valor = 0,079) no teste com cotista com critério de renda baixa e 1,48% (p -valor = 0,039) para os cotistas por critério de raça. Possivelmente esse resultado pode estar relacionado com as medidas de calendário acadêmico suplementar com três semestres no ano, que possibilitou cursar mais disciplinas do que seria possível normalmente em um ano letivo.

Considerando que a formatura com atraso e a formatura com êxito são eventos complementares e que ser aluno cotista está associado a uma menor proporção de formaturas com atraso, conclui-se que a condição de cotista contribui para o aumento das formaturas com êxito.

Quanto à retenção, os dados indicam que os cotistas que ingressaram por meio de cotas com critério racial apresentam melhores resultados em comparação aos cotistas que ingressaram pelo critério de renda familiar *per capita* inferior a um salário mínimo e meio. Além disso, observa-se que, de modo geral, os cotistas têm menor probabilidade de se formarem com atraso que os não cotistas, evidenciando que, sob a perspectiva da formatura com êxito e com atraso, a política de cotas não prejudica a eficiência da instituição.

3.4 Análise do trancamento

Para o cálculo da regressão logística do trancamento global e do respectivo efeito marginal, foram considerados todos os registros com vínculo ativo, excluindo-se os alunos evadidos. Na tabela 4, apresentam-se os resultados do efeito marginal da regressão logística para o trancamento. As categorias CB, CCEN e CCSA, referentes à variável *centro*, assim como as categorias noite e tarde/noite, referentes à variável *turno*, não apresentaram significância estatística e, portanto, foram excluídas da análise.

TABELA 4

Resultado do efeito marginal do modelo de regressão logística para trancamento

trancamento	Global		Renda		Raça	
	dy/dx Delta-method std. err.	P> z	dy/dx Delta-method std. err.	P> z	dy/dx Delta-method std. err.	P> z
cota_bin						
cot	-0,0123 *** (0,0007)	0,000	-0,0130 *** 0,0009	0,000	-0,0119 *** 0,0008	0,000
Sexo						
M	0,0052 (0,0007)	0,000	0,0042 *** 0,0008	0,000	0,0052 *** 0,00087	0,000
Centro						
CAC	-0,0069 *** (0,0017)	0,000	-0,0072 *** (0,0019)	0,000	-0,0080 *** (0,0018)	0,000
CAV	-0,0211 *** (0,0017)	0,000	-0,0235 *** (0,0020)	0,000	-0,0247 *** (0,0019)	0,000
CCJ	-0,0226 *** (0,0018)	0,000	-0,0246 *** (0,0021)	0,000	-0,0245 *** (0,0020)	0,000
CCS	-0,0185 *** (0,0016)	0,000	-0,0215 *** (0,0018)	0,000	-0,0212 *** (0,0017)	0,000
CE	-0,0113 *** (0,0018)	0,000	-0,0114 *** (0,0021)	0,000	-0,0119 *** (0,0020)	0,000
CFCH	-0,0044 *** (0,0017)	0,010	-0,0050 ** (0,0019)	0,011	-0,0054 *** (0,0019)	0,005
CIN	-0,0080 *** (0,0022)	0,000	-0,0088 *** (0,0025)	0,000	-0,0094 *** (0,0024)	0,000
CTG	-0,0040 ** (0,0017)	0,018	-0,0062 *** (0,0019)	0,001	-0,0069 *** (0,0018)	0,000
Turno						
Manhã	-0,0047 *** (0,0014)	0,001	-0,0053 *** (0,0016)	0,002	-0,0052 *** (0,0016)	0,001
Tarde	0,0038 ** (0,0015)	0,015	0,0040 ** (0,0018)	0,024	0,0036 *** (0,0017)	0,038
Idade						
	0,0018 *** (0,0000)	0,000	0,0019 *** (0,0000)	0,000	0,0019 *** (0,0000)	0,000
Pandemia						
	-0,0109 *** (0,0007)	0,000	-0,0111 *** (0,0008)	0,000	-0,0117 *** (0,0008)	0,000
Modalidade						
A distância	-0,0121 *** (0,0020)	0,000	-0,0127 *** (0,0021)	0,000	-0,0127 *** (0,0021)	0,000

Fonte: Dados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância: *** 0,01; ** 0,05; e * 0,1.

Conforme apresentado na tabela 4, os cotistas têm 1,23% (p -valor = 0,000) menos probabilidade de trancamento em comparação aos não cotistas. Além disso, os cotistas que ingressaram por critério de renda inferior a um salário mínimo e meio apresentam 1,3% (p -valor = 0,000) menos probabilidade de trancamento, enquanto os cotistas por critério racial têm 1,19% (p -valor = 0,000) menos

probabilidade de trancamento. Quanto ao sexo, os homens apresentam 0,52% (p -valor = 0,000) mais probabilidade de trancamento em relação às mulheres na análise global, 0,42% (p -valor = 0,000) na análise dos cotistas de baixa renda e 0,52% (p -valor = 0,000) na análise dos cotistas por raça.

Ao se analisar a variável *centro*, todas as categorias com significância estatística apresentam coeficientes do efeito marginal com sinal negativo. Isso indica que, em todos os centros estatisticamente significativos, a probabilidade de trancamento é menor do que no CAA, que foi definido como categoria de referência. A variabilidade dos resultados é pequena, variando de 0,41% (p -valor = 0,018) de menor probabilidade de trancamento no CTG até 2,26% (p -valor = 0,000) a menos no CCJ, na análise global.

Ao se analisar os turnos, a variação na probabilidade de trancamento fica entre 0,38% (P = 0,015) para estudantes do turno da tarde e -0,47% (p -valor = 0,001) para estudantes do turno da manhã no grupo global, ambos tendo como referência o turno integral. No grupo renda, a variação é de -0,53% (p -valor = 0,002) para o turno da manhã e 0,40% (p -valor = 0,024) para o turno da tarde. Já no grupo raça, os valores são -0,52% (p -valor = 0,001) para a manhã e 0,36% (p -valor = 0,038) para a tarde.

Quanto aos efeitos marginais da regressão para a variável *idade*, observa-se que, a cada ano adicional de idade, a probabilidade de trancamento aumenta 0,18% (p -valor = 0,000) para o total da população, 0,19% (p -valor = 0,000) para o grupo renda e 0,19% (p -valor = 0,000) para o grupo raça.

O período da pandemia reduziu a probabilidade de trancamento em 1,09% (p -valor = 0,000) quando considerada a totalidade dos alunos cotistas, 1,11% (p -valor = 0,000) para o grupo renda e 1,17% (p -valor = 0,000) para o grupo raça.

Por fim, para os alunos na modalidade a distância, os coeficientes foram de -1,21%, -1,27% e -1,27% para os grupos: global, renda e raça, respectivamente, todos com significância estatística (p -valor = 0,000).

3.5 Análise das reprovações

A análise da reprovação foi realizada em dois passos: primeiro, aplicou-se uma regressão logística, cuja variável dependente foi uma variável *dummy* que indica se o aluno teve ou não reprovação; no segundo passo, utilizou-se uma regressão linear para uma variável contínua, o índice de reprovação, que corresponde ao total de reprovações dividido pelo total de matrículas do aluno.

Os resultados apresentados na tabela 5 indicam que os homens têm uma probabilidade maior de reprovação: 9,04% (p -valor = 0,000) para o grupo global, 8,91% (p -valor = 0,000) para o grupo renda e 8,94% (p -valor = 0,000) para o

grupo raça. Por sua vez, a variável que indica se o aluno é cotista não apresentou significância estatística em alguns grupos, motivo pelo qual seus resultados não foram apresentados no estudo.

TABELA 5
Resultado do efeito marginal do modelo de regressão logística para reprovação

reprovação Rlog	Global		Renda		Raça	
	dy/dx Delta-method std. err.	P> z	dy/dx Delta-method std. err.	P> z	dy/dx Delta-method std. err.	P> z
Sexo						
M	0,0904 *** (0,0016)	0,000	0,0891 0,0017	0,000	0,0894 0,0017	0,000
Centro						
CAC	-0,1556 *** (0,0034)	0,000	-0,1478 *** (0,0037)	0,000	-0,1476 *** (0,0036)	0,000
CAV	-0,2096 *** (0,0040)	0,000	-0,2034 *** (0,0044)	0,000	-0,2036 *** (0,0043)	0,000
CB	-0,1023 *** (0,0041)	0,000	-0,1028 *** (0,0045)	0,000	-0,0993 *** (0,0044)	0,000
CCEN	0,0954 *** (0,0046)	0,000	0,0817 *** (0,0050)	0,000	0,0883 *** (0,0049)	0,000
CCJ	-0,3031 *** (0,0046)	0,000	-0,3164 *** (0,0051)	0,000	-0,094 *** (0,0049)	0,000
CCS	-0,1882 *** (0,0035)	0,000	-0,1858 *** (0,0038)	0,000	-0,1906 *** (0,0038)	0,000
CE	-0,2025 *** (0,0042)	0,000	-0,2098 *** (0,0047)	0,000	-0,2019 *** (0,0045)	0,000
CFCH	-0,1694 *** (0,0035)	0,000	-0,1703 *** (0,0039)	0,000	-0,1719 *** (0,0038)	0,000
CIN	-0,0208 *** (0,0044)	0,000	-0,0272 *** (0,0048)	0,000	-0,0221 *** (0,0047)	0,000
CTG	0,1296 *** (0,0027)	0,000	0,1226 *** (0,0029)	0,000	0,1263 *** (0,0029)	0,000
Turno						
Manhã	-0,0451 *** (0,0030)	0,000	-0,039 *** (0,0033)	0,000	-0,0470 *** (0,0032)	0,000
Noite	-0,0087 *** (0,0024)	0,000	-0,0052 ** (0,0026)	0,046	-0,0078 *** (0,0025)	0,002
Tarde	-0,0215 *** (0,0030)	0,000	-0,0148 *** (0,0033)	0,000	-0,0239 *** (0,0032)	0,000
Tarde/noite	-0,0215 *** (0,0049)	0,000	-0,0270 *** (0,0053)	0,000	-0,0362 *** (0,0052)	0,000
Idade						
	0,0137 *** (0,0001)	0,000	0,0145 *** (0,0002)	0,000	0,0139 *** (0,0002)	0,000

(Continua)

(Continuação)

	Global		Renda		Raça	
reprovação Rlog	dy/dx Delta-method std. err.	P> z	dy/dx Delta-method std. err.	P> z	dy/dx Delta-method std. err.	P> z
Pandemia						
	-0,0243*** (0,0015)	0,000	-0,0272*** (0,0017)	0,000	-0,0260*** (0,0016)	0,000
Modalidade						
A distância	0,1124*** (0,0057)	0,000	0,1052*** (0,0058)	0,000	0,1057*** (0,0057)	0,000

Fonte: Dados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância: *** 0,01; ** 0,05; e * 0,1.

Os centros com maior probabilidade de reprovação são os que oferecem cursos na área de exatas, especificamente o CTG (12,97%, p -valor = 0,000) e o CCEN (9,55%, p -valor = 0,000), ambos em comparação ao CAA. Conforme apontam Garcia, Lara e Antunes (2020), isso é esperado, pois as disciplinas de cálculo costumam apresentar maior índice de retenção.

O CTG é o centro responsável pelos cursos de engenharia, que são oferecidos exclusivamente no turno integral, o qual apresentou a maior probabilidade de reprovação. Isso está relacionado ao fato de, nos resultados do efeito marginal da regressão logística, o turno integral ter sido a categoria de referência para a variável *turno*, indicando que todos os outros turnos apresentam probabilidade negativa de reprovação em relação a ele.

Para o grupo global, os coeficientes do efeito marginal são: -0,0451 (p -valor = 0,000) para o turno da manhã, -0,0087 (p -valor = 0,000) para o turno da noite, -0,0215 (p -valor = 0,000) para o turno da tarde e valor semelhante para o turno tarde/noite. No grupo renda, os coeficientes foram: -0,039 (p -valor = 0,000) para manhã, -0,0052 (p -valor = 0,046) para noite, -0,0148 (p -valor = 0,000) para tarde e -0,0270 (p -valor = 0,000) para tarde/noite. Já no grupo raça, os coeficientes foram: -0,0470 (p -valor = 0,000) para manhã, -0,0078 (p -valor = 0,002) para noite, -0,0239 (p -valor = 0,000) para tarde e -0,0362 (p -valor = 0,000) para tarde/noite.

Para cada ano adicional na idade do aluno, a probabilidade de apresentar alguma reprovação aumenta em 1,38% (p -valor = 0,000) na análise global, 1,46% (p -valor = 0,000) para o grupo renda e 1,4% (p -valor = 0,000) para o grupo raça. Quanto ao período da pandemia, este representou uma redução no risco de reprovação, sendo 2,43% (p -valor = 0,000) menor na análise global, 2,72% (p -valor = 0,000) menor para o grupo renda e 2,6% (p -valor = 0,000) menor para o grupo raça.

Os alunos matriculados em cursos a distância apresentam 11,24% (p -valor = 0,000) mais probabilidade de reprovação na análise global, 10,53%

(p -valor = 0,000) para o grupo renda e 10,57% (p -valor = 0,000) para o grupo raça. A tabela 6 apresenta os resultados da regressão linear calculada para os alunos que tiveram alguma reprovação.

TABELA 6
Resultado do modelo de regressão linear para reprovação

reprovação R.lin.	Global		Renda		Raça	
	dy/dx (std. err.)	P> z	dy/dx (std. err.)	P> z	dy/dx (std. err.)	P> z
cota_bin						
cot	0,1873*** (0,0061)	0,000	0,1798*** (0,0070)	0,000	0,2092*** (0,0065)	0,000
Sexo						
M	0,2635 (0,0066)	0,000	0,2536*** (0,0069)	0,000	0,2628*** (0,0067)	0,000
Centro						
CAC	-0,1980*** (0,0138)	0,000	-0,1495*** (0,0141)	0,000	-0,1770*** (0,0138)	0,000
CAV	-0,2884*** (0,0198)	0,000	-0,2685*** (0,0209)	0,000	-0,2838*** (0,0201)	0,000
CCEN	0,5497*** (0,0147)	0,000	0,5253*** (0,0154)	0,000	0,5096*** (0,0147)	0,000
CCJ	-0,8862*** (0,0303)	0,000	-0,8234*** (0,0323)	0,000	-0,8806*** (0,0311)	0,000
CCS	-0,2892*** (0,0158)	0,000	-0,2366*** (0,0167)	0,000	-0,2430*** (0,0158)	0,000
CCSA	0,2240*** (0,0111)	0,000	0,2435*** (0,0117)	0,000	0,2084*** (0,0112)	0,000
CE	0,0737*** (0,0164)	0,000	0,0748*** (0,0172)	0,000	0,0713*** (0,0165)	0,000
CFCH	0,0569*** (0,0134)	0,000	0,0475*** (0,0141)	0,001	0,0533*** (0,0135)	0,000
CIN	0,3466*** (0,0157)	0,000	0,3583*** (0,0166)	0,000	0,3354*** (0,0159)	0,000
CTG	0,4852*** (0,0119)	0,000	0,4706*** (0,0125)	0,000	0,4617*** (0,0120)	0,000
Turno						
Manhã	-0,0506*** (0,0135)	0,000	-0,0425*** (0,0142)	0,003	-0,0460*** (0,0137)	0,001
Noite	0,0710*** (0,0090)	0,000	0,0015*** (0,0095)	0,000	0,0035*** (0,0091)	0,000
Tarde/Noite	-0,1962*** (0,0206)	0,000	-0,1889*** (0,0213)	0,000	-0,1871*** (0,0209)	0,000
Idade						
	0,0091*** (0,0004)	0,000	0,0078*** (0,0004)	0,000	0,0081*** (0,0004)	0,000

(Continua)

(Continuação)

reprovação R.lin.	Global		Renda		Raça	
	dy/dx (std. err.)	P> z	dy/dx (std. err.)	P> z	dy/dx (std. err.)	P> z
Pandemia						
	-0,0496*** (0,0057)	0,000	-0,0282*** (0,0060)	0,000	-0,0324*** (0,0058)	0,000
Modalidade						
A distância	0,8127*** (0,0167)	0,000	0,7866*** (0,0166)	0,000	0,7916*** (0,0163)	0,000

Fonte: Dados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância: *** 0,01; ** 0,05; e * 0,1.

Na tabela 6, temos o resultado da regressão linear da reprovação para os alunos que reprovaram ao menos uma vez. Apenas a categoria tarde da variável *turno* foi excluída por apresentar p -valor $> |z| > 0,010$.

De acordo com a tabela 5, ser aluno cotista representa um aumento de 0,187 reprovação (p -valor = 0,000) na análise global, 0,179 reprovação (p -valor = 0,000) para o grupo renda e 0,209 reprovação (p -valor = 0,000) para o grupo raça. Ser homem está associado a um aumento de 0,263 reprovação (p -valor = 0,000) no grupo global, 0,253 reprovação (p -valor = 0,000) no grupo renda e 0,262 reprovação (p -valor = 0,000) no grupo raça.

Os centros com os maiores coeficientes de reprovação foram o CCEN, o CTG e o CIN, apresentando aumentos de 0,550, 0,485 e 0,347 reprovação, respectivamente, em comparação ao CAA, que é a categoria de referência, todos com p -valor = 0,000. Já os centros com menor número de reprovações foram o CCJ, o CCS e o CAV, apresentando reduções de 0,886, 0,289 e 0,288 reprovação, respectivamente, também com p -valor = 0,000.

Para o grupo renda, os alunos matriculados no CCEN apresentam 0,525 reprovação a mais (p -valor = 0,000), no CTG, 0,471 (p -valor = 0,000) e, no CIN, 0,358 (p -valor = 0,000). Por sua vez, no CCJ, no CAV e no CCS, os alunos apresentam reduções de 0,823 (p -valor = 0,000), 0,268 (p -valor = 0,000) e 0,236 (p -valor = 0,000) reprovação, respectivamente.

No grupo raça, os aumentos de reprovação foram de 0,509 (p -valor = 0,000) no CCEN, 0,461 (p -valor = 0,000) no CTG e 0,335 (p -valor = 0,000) no CIN.

A análise global revelou que os estudantes do turno tarde/noite apresentam 0,196 reprovação a menos (p -valor = 0,000) que os alunos do período integral; os estudantes do turno da manhã têm 0,050 reprovação a menos (p -valor = 0,000)

e os do turno da tarde, 0,012 reprovação a menos (p -valor = 0,000), ambos em comparação ao turno integral.

No grupo renda, os alunos do turno da manhã apresentam 0,042 reprovação a menos (p -valor = 0,003), os do turno tarde/noite têm 0,189 reprovação a menos (p -valor = 0,000) e os do turno da tarde apresentam 0,001 reprovação a mais (p -valor = 0,000), todos em relação ao período integral.

Para o grupo raça, os coeficientes foram: -0,0460 (p -valor = 0,000) para o turno da manhã, 0,0035 (p -valor = 0,000) para o turno da tarde e -0,1871 (p -valor = 0,000) para o turno tarde/noite, todos em comparação ao período integral.

Quanto à idade, para cada ano adicional, há um aumento na quantidade de reprovações de 0,009 (p -valor = 0,000) na análise global, 0,007 (p -valor = 0,000) no grupo renda e 0,008 (p -valor = 0,000) no grupo raça.

No que diz respeito ao período da pandemia, observou-se uma tendência de redução nas reprovações para todos os grupos: 0,049 (p -valor = 0,000) na análise global, 0,028 (p -valor = 0,000) no grupo renda e 0,032 (p -valor = 0,000) no grupo raça.

Por fim, os alunos matriculados em cursos na modalidade a distância apresentaram uma tendência de aumento nas reprovações, com coeficientes de 0,812 (p -valor = 0,000) para o grupo global, 0,786 (p -valor = 0,000) para o grupo renda e 0,791 (p -valor = 0,000) para o grupo raça.

3.6 Análise do coeficiente de rendimento acadêmico

A análise do coeficiente acadêmico foi feita a partir de uma regressão linear, pois a variável dependente é uma variável contínua. O coeficiente tem se apresentado na literatura como variável mais comum para análise do desempenho acadêmico, tendo sido encontrados diversos estudos a respeito (Cohen, Exner e Gandolfi, 2018; Dario e Nunes, 2017; Leivas *et al.*, 2022; Galvão *et al.*, 2023; Garcia e Jesus, 2015; Griner *et al.*, 2013; Maximo, Gandolfi e Lopes, 2020; Mugnaini Junior e Cunha, 2022; Paixão, Pereira e Santos, 2015; Peixoto *et al.*, 2016; Pena, Matos e Coutrim, 2020; Queiroz *et al.*, 2015; Valente e Berry, 2017; Velloso, 2009; Wainer e Melguizo, 2018).

Na tabela 7, estão apresentados os resultados da regressão linear que tem o coeficiente acadêmico como variável dependente.

TABELA 7
Resultado do modelo de regressão linear para coeficiente acadêmico

Coef.Academico	Global		Renda		Raça	
	Coefficient (std. err.)	P> z	Coefficient (std. err.)	P> z	Coefficient (std. err.)	P> z
cota_bin						
cot	-0,2152*** (0,0082)	0,000	-0,2954*** (0,0101)	0,000	-0,3102*** (0,0094)	0,000
Sexo						
M	-0,5657*** (0,0082)	0,000	-0,5695*** (0,0090)	0,000	-0,5798*** (0,0088)	0,000
Centro						
CAC	0,9695 (0,0171)	0,000	0,9001*** (0,0187)	0,000	0,9299*** (0,0183)	0,000
CAV	0,6462*** (0,0195)	0,000	0,6295*** (0,0213)	0,000	0,6479*** (0,0209)	0,000
CB	0,1884*** (0,0201)	0,000	0,1299*** (0,0220)	0,000	0,1562*** (0,0217)	0,000
CCEN	-1,2519*** (0,0293)	0,000	-1,1966*** (0,0318)	0,000	-1,2111*** (0,0310)	0,000
CCJ	1,4738*** (0,0181)	0,000	1,4706*** (0,0198)	0,000	1,5055*** (0,0193)	0,000
CCS	0,6191*** (0,0170)	0,000	0,5679*** (0,0185)	0,000	0,5999*** (0,0182)	0,000
CCSA	-0,2248*** (0,0165)	0,000	-0,2736*** (0,0179)	0,000	-0,2402*** (0,0176)	0,000
CE	0,8388*** (0,0210)	0,000	0,8328*** (0,0229)	0,000	0,8289*** (0,0225)	0,000
CFCH	0,6332*** (0,0184)	0,000	0,6314*** (0,0200)	0,000	0,6307*** (0,0197)	0,000
CIN	-0,2415*** (0,0237)	0,000	-0,2494*** (0,0258)	0,000	-0,2555*** (0,0252)	0,000
CTG	-1,1259*** (0,0171)	0,000	-1,1063*** (0,0185)	0,000	-1,1255*** (0,0182)	0,000
Turno						
Manhã	0,1714*** (0,0159)	0,000	0,1546*** (0,0174)	0,000	0,1712*** (0,0169)	0,000
Tarde	0,1097*** (0,0165)	0,000	0,0870*** (0,0181)	0,000	0,1100*** (0,0176)	0,000
Tarde/noite	0,1935*** (0,0238)	0,000	0,2165*** (0,0257)	0,000	0,2430*** (0,0252)	0,000
Idade						
	-0,0423*** (0,0007)	0,000	-0,0423 (0,0008)	0,000	-0,0417*** (0,0008)	0,000
Pandemia						
	0,2507*** (0,0079)	0,000	0,2329*** (0,0087)	0,000	0,2324*** (0,0085)	0,000
Modalidade						
A distância	-1,885*** (0,0364)	0,000	-1,872*** (0,0368)	0,000	-1,8796*** (0,0367)	0,000
_cons	7.673.102	0,000	7.707.894	0,000	7.686.445	0,000

Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.
Obs.: Significância: *** 0,01; ** 0,05; e * 0,1.

Os resultados da regressão linear, que tem como variável dependente o coeficiente acadêmico, indicam que, para o grupo global, ser cotista representa um coeficiente acadêmico menor em 0,215 (p -valor = 0,000), em 0,295 (p -valor = 0,000) menor para o grupo renda e em 0,310 (p -valor = 0,000) menor para o grupo raça, todos comparados aos estudantes que ingressaram por ampla concorrência.

Quanto ao gênero, ser homem está relacionado a um coeficiente acadêmico menor em 0,565 (p -valor = 0,000) para o grupo global, 0,569 (p -valor = 0,000) para o grupo renda e 0,579 (p -valor = 0,000) para o grupo raça.

Em relação aos centros, para o grupo global, estar matriculado no CCJ está relacionado a um coeficiente acadêmico 1,4738 (p -valor = 0,000) maior que o da categoria de referência (CAA); no CAC, o coeficiente é 0,969 (p -valor = 0,000) maior; e, no CE, é 0,838 (p -valor = 0,000) maior. Já os menores coeficientes foram observados no CIN (-0,241; p -valor = 0,000), no CCEN (-1,251; p -valor = 0,000) e no CTG (-1,125; p -valor = 0,000).

Para o grupo renda, os maiores coeficientes acadêmicos também são do CCJ (+1,47; p -valor = 0,000), do CAC (+0,9; p -valor = 0,000) e do CE (+0,832; p -valor = 0,000), enquanto os menores são do CCEN (-1,196; p -valor = 0,000), do CTG (-1,106; p -valor = 0,000) e do CCSA (-0,273; p -valor = 0,000).

Ao se analisar o grupo raça, observa-se que os alunos com maiores notas também são do CCJ (1,505; p -valor = 0,000), do CAC (0,929; p -valor = 0,000) e do CE (0,828; p -valor = 0,000). Em contrapartida, os de menores notas pertencem ao CCEN (-1,211; p -valor = 0,000), ao CTG (-1,125; p -valor = 0,000) e ao CIN (-0,255; p -valor = 0,000). Todos esses valores têm como referência o coeficiente acadêmico do CAA.

Em relação aos turnos, no grupo global, estar no turno tarde/noite está relacionado a um coeficiente acadêmico 0,193 (p -valor = 0,000) maior que o do turno integral; no turno da manhã, está relacionado a notas 0,171 (p -valor = 0,000) maiores; e, no turno da tarde, a notas 0,109 (p -valor = 0,000) maiores que o turno integral.

Para o grupo renda, os coeficientes são os seguintes: tarde/noite, 0,216 (p -valor = 0,000) maior; manhã, 0,154 (p -valor = 0,000) maior; e tarde, 0,087 (p -valor = 0,000) maior que o turno integral.

No grupo raça, o turno tarde/noite apresenta coeficiente acadêmico 0,243 (p -valor = 0,000) maior; o turno da manhã, 0,171 (p -valor = 0,000) maior; e o turno da tarde, 0,11 (p -valor = 0,000) maior que o turno integral.

Quanto à idade, ao se adicionar um ano, *ceteris paribus* (mantendo-se todo o restante constante), há uma redução no coeficiente acadêmico do aluno de 0,042 (p -valor = 0,000) no grupo global, 0,042 (p -valor = 0,000) no grupo renda e 0,041 (p -valor = 0,000) no grupo raça.

O período de pandemia está relacionado ao aumento das notas, sendo esse aumento de 0,25 (p -valor = 0,000) para o grupo global, 0,232 (p -valor = 0,000) para o grupo renda e 0,232 (p -valor = 0,000) para o grupo raça, mantendo-se todo o restante constante. Tal efeito pode estar relacionado às novas modalidades e metodologias de avaliação que emergiram a partir do ensino remoto adotado nesse período.

O estudo a distância está relacionado com um coeficiente de rendimento 1,885 (p -valor = 0,000) menor para o grupo global, 1,872 (p -valor = 0,000) menor para o grupo renda e 1,879 (p -valor = 0,000) menor para o grupo raça.

Em resumo, os resultados demonstram que o desempenho dos alunos cotistas é melhor nos critérios de evasão (Bezerra e Gurgel, 2012; Campos *et al.*, 2017; Silva, Xavier e Costa, 2020), trancamento e retenção. Por outro lado, o rendimento acadêmico dos cotistas foi inferior entre 0,21 e 0,31 ponto, dependendo do grupo analisado, o que não representa diferenças práticas relevantes. Esses resultados concordam com a maior parte da bibliografia pesquisada, que indica rendimento acadêmico similar ou levemente inferior para os cotistas (Cohen, Exner e Gandolfi, 2018; Dario e Nunes, 2017; Leivas *et al.*, 2022; Galvão *et al.*, 2023; Garcia e Jesus, 2015; Griner *et al.*, 2013; Paixão, Pereira e Santos, 2015).

Além disso, ser cotista está associado a uma maior probabilidade de reprovação em comparação com os não cotistas, variando entre 0,01% e 2,5%, conforme o grupo analisado. Entre os alunos que apresentam reprovação, ser cotista está associado a um maior número de reprovações, entre 0,17 e 0,2, dependendo do grupo analisado – diferentemente do proposto por Galvão *et al.* (2023), que não encontraram diferença estatisticamente significativa entre os grupos.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados obtidos na pesquisa demonstram que a adoção das cotas como medida para mitigar as desigualdades estruturais e democratizar o acesso ao ensino superior público não representa ônus para a eficiência institucional.

Em relação às regressões, no que se refere aos centros acadêmicos, observa-se maior dificuldade nos cursos de exatas, caracterizada por mais reprovações, coeficientes de rendimento menores e maior probabilidade de evasão. Esses resultados encontram respaldo na bibliografia pesquisada, como nos estudos de Peixoto *et al.* (2016) e Paixão, Pereira e Santos (2015), e podem indicar a necessidade de melhorias em programas de reforço nas disciplinas em que os alunos enfrentam maiores dificuldades nesses cursos.

A análise geral dos dados pode ocultar as especificidades de cada curso; por isso, recomenda-se que cada curso seja analisado isoladamente, com o objetivo de identificar desafios e oportunidades específicos, visando, assim, à melhoria de seus indicadores de desempenho.

Durante o período da pandemia, os resultados apontaram para uma melhoria em diversos indicadores, como aumento do coeficiente de rendimento acadêmico, redução das formaturas com atraso e diminuição dos trancamentos e da reprovação.

Tais resultados podem estar relacionados às novas formas de avaliação que emergiram durante a pandemia de covid-19 e às dificuldades experimentadas nesse período. No entanto, pesquisas mais aprofundadas sobre o tema podem trazer conclusões mais definitivas.

REFERÊNCIAS

- AMARAL, D. P. do; OLIVEIRA, F. B. de. O Prouni e a conclusão do ensino superior: novas trajetórias pessoais e profissionais dos egressos. **Ensaio: avaliação e políticas públicas em educação**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 73, p. 861-890, out.-dez. 2011. Disponível em: <http://educa.fcc.org.br/pdf/ensaio/v19n73/v19n73a08.pdf>. Acesso em: 23 jul. 2025.
- ANDRIOLA, W. B.; ARAÚJO, A. C. Impactos da Lei de Cotas em uma Instituição Federal de Ensino Superior (Ifes): estudo sobre a evasão discente. **Avaliação: revista da avaliação da educação superior**, Campinas, v. 28, p. 1-31, 2023. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/aval/a/sdBWzGRPgzRbwVGgkgYTtx/>. Acesso em: 3 abr. 2024.
- ARRETCHE, M. T. S. Tendências no estudo sobre avaliação de políticas públicas. **Terceiro Milênio: revista crítica de sociologia e política**, v. 1, n. 1, p. 126-133, jul.-dez. 2013. Disponível em: <https://www.revistaterceiromilenio.uenf.br/index.php/rtm/article/view/64>. Acesso em: 3 abr. 2024.
- BEZERRA, T. O. C.; GURGEL, C. R. M. A política pública de cotas em universidades, enquanto instrumento de inclusão social. **Revista Pensamento & Realidade**, v. 27, n. 2, p. 95-117, 2012. Disponível em: <https://revistas.pucsp.br/index.php/pensamentorealidade/article/view/12650/9213>. Acesso em: 24 fev. 2024.
- BLEICHER, T.; OLIVEIRA, R. C. N. de. Políticas de assistência estudantil em saúde nos institutos e universidades federais. **Psicologia Escolar e Educacional**, São Paulo, v. 20, n. 3, p. 543-549, set.-dez. 2016. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/pee/a/FY4SFtWPcDrkKbxCyJwQkKL/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 24 fev. 2024.
- BRASIL. Lei nº 12.527, de 18 de novembro de 2011. Regula o acesso a informações previsto no inciso XXXIII do art. 5º, no inciso II do § 3º do art. 37 e no § 2º do art. 216 da Constituição Federal; altera a Lei nº 8.112, de 11 de dezembro de 1990; revoga a Lei nº 11.111, de 5 de maio de 2005, e dispositivos da Lei nº 8.159, de 8 de janeiro de 1991; e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, n. 221-A, p. 1, 18 nov. 2011. Seção 1. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2011/lei/l12527.htm. Acesso em: 3 abr. 2024.

BRASIL. Lei nº 12.711, de 29 de agosto de 2012. Dispõe sobre o ingresso nas universidades federais e nas instituições federais de ensino técnico de nível médio e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 30 ago. 2012. Disponível em: <https://www2.camara.leg.br/legin/fed/lei/2012/lei-12711-29-agosto-2012-774113-publicacaooriginal-137498-pl.html>. Acesso em: 3 abr. 2024.

BRASIL. Resolução nº 510, de 7 de abril de 2016. **Diário Oficial da União**, Brasília, n. 98, p. 44-46, 24 maio 2016. Seção 1. Disponível em: <https://www.gov.br/conselho-nacional-de-saude/pt-br/aceso-a-informacao/atos-normativos/resolucoes/2016/resolucao-no-510.pdf/view>. Acesso em: 3 abr. 2024.

CAMPOS, L. C. *et al.* Social quotas, affirmative actions, and dropout in the business field: empirical analysis in a Brazilian federal university. **Revista Contabilidade & Finanças**, São Paulo, v. 28, n. 73, p. 27-42, jan.-abr. 2017. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rcf/a/MPmxsCCL8Rm4Qg6v4SHVCtN/>. Acesso em: 3 abr. 2024.

CARVALHAES, F.; RIBEIRO, C. A. C. Estratificação horizontal da educação superior no Brasil: desigualdades de classe, gênero e raça em um contexto de expansão educacional. **Tempo Social**, São Paulo, v. 31, n. 1, p. 195-233, jan.-abr. 2019. Disponível em: <https://revistas.usp.br/ts/article/view/135035>. Acesso em: 3 abr. 2024.

CASTRO, L. P. P. de. **Evasão universitária e desigualdade**: uma análise do fenômeno na Universidade de São Paulo após a adoção de políticas de cotas. 2023. 126 f. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Ciência Política, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2023. Disponível em: <https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/8/8131/tde-04122023-161502/>. Acesso em: 3 abr. 2024.

CASTRO, M. G. Políticas públicas por identidades e de ações afirmativas: acessando gênero e raça, na classe, focalizando juventudes. In: NOVAES, R.; VANNUCHI, P. (org.). **Juventude e sociedade**: trabalho, educação, cultura e participação. São Paulo: Fundação Perseu Abramo, 2004. p. 275-303.

COHEN, L. B.; EXNER, M. K.; GANDOLFI, P. E. Os resultados da implementação da política de cotas em um campus universitário federal no interior do estado de Minas Gerais. **Revista Interdisciplinar de Gestão Social**, v. 7, n. 1, p. 39-62, jan.-abr. 2018. Disponível em: <https://periodicos.ufba.br/index.php/rigs/article/view/24061/16132>. Acesso em: 24 jan. 2024.

CRAGG, J. G. Some statistical models for limited dependent variable with application to the demand for durable goods. **Econometrica**, v. 39, n. 5, p. 829-844, set. 1971. Disponível em: https://econpapers.repec.org/article/ecmemetrp/v_3a39_3ay_3a1971_3ai_3a5_3ap_3a829-44.htm. Acesso em: 24 jan. 2024.

DARIO, A. B.; NUNES, R. da S. Avaliação de cotistas e não cotistas: uma análise do desempenho acadêmico e da evasão em um curso de graduação em Administração. In: SIMPÓSIO EM EDUCAÇÃO SUPERIOR, 3., 2017, Florianópolis, Santa Catarina. **Anais** [...] Florianópolis: UFSC, 2017. Disponível em: <https://repositorio.ufsc.br/handle/123456789/179305>. Acesso em: 22 maio 2024.

FÁVERO, L. P. L. *et al.* **Análise de dados**: modelagem multivariada para tomada de decisões. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009. Disponível em: <https://repositorio.usp.br/item/001769290>. Acesso em: 22 maio 2024.

FÁVERO, L. P. L.; BELFIORE, P. **Manual de análise de dados**: estatística e modelagem multivariada com Excel®, SPSS® e Stata®. Rio de Janeiro: Elsevier, 2017.

FONSECA, J. J. S. da. **Metodologia da pesquisa científica**. Fortaleza: UECE, 2002. Disponível em: <http://www.ia.ufrj.br/ppgea/conteudo/conteudo-2012-1/1SF/Sandra/apostilaMetodologia.pdf>.

FRASER, N. Da redistribuição ao reconhecimento? Dilemas da justiça na era pós-socialista. In: SOUZA, J. (org.). **Democracia hoje**: novos desafios para a teoria democrática contemporânea. Brasília: Editora UnB, 2001. p. 245-282.

GALVÃO, K. C. de O. *et al.* Ações afirmativas: um estudo do diferencial de desempenho acadêmico entre estudantes cotistas e não cotistas da UFV-CRP. **Educação e Pesquisa**, São Paulo, v. 49, p. 1-21, 2023. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ep/a/jTN57PVRkPCXzcbFCHk4CyP/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 22 maio 2024.

GARCIA, F. A. da C.; JESUS, G. R. de. Uma avaliação do sistema de cotas raciais da Universidade de Brasília. **Estudos em Avaliação Educacional**, São Paulo, v. 26, n. 61, p. 146-165, jan.-abr. 2015. Disponível em: <https://publicacoes.fcc.org.br/eae/article/view/2773>. Acesso em: 3 jul. 2024.

GARCIA, L. M. L. da S.; LARA, D. E.; ANTUNES, F. Análise da retenção no ensino superior: um estudo de caso em um curso de sistemas de informação. **Revista da Faculdade de Educação**, v. 34, n. 2, p. 15-38, jul.-dez. 2020. Disponível em: <https://periodicos.unemat.br/index.php/ppgedu/article/view/5140>. Acesso em: 3 jul. 2024.

GIL, A. C. **Como elaborar projetos de pesquisa**. 6. ed. São Paulo: Atlas, 2017.

GISI, M. L. A educação superior no Brasil e o caráter de desigualdade do acesso e da permanência. **Revista Diálogo Educacional**, Curitiba, v. 6, n. 17, p. 97-112, jan.-abr. 2006. Disponível em: <https://periodicos.pucpr.br/dialogoeducacional/article/view/6740/6638>. Acesso em: 23 jul. 2025.

GRINER, A. *et al.* Políticas de cotas: desempenho acadêmico e determinantes de acesso à Universidade Federal do Rio Grande do Norte. **Revista Ciências Administrativas**, Fortaleza, v. 19, n. 1, p. 166-185, jan.-jun. 2013. Disponível em: <https://ojs.unifor.br/rca/article/view/3366>. Acesso em: 19 maio 2025.

HAAS, C. M.; LINHARES, M. Políticas públicas de ações afirmativas para ingresso na educação superior se justificam no Brasil? **Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos**, Brasília, v. 93, n. 235, p. 836-863, set.-dez. 2012. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rbeped/a/bqD9kT8FGbNz5W5CZvMDJWB/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 7 jan. 2024.

HAIR JUNIOR, J. F. *et al.* **Análise multivariada de dados**. 6. ed. Porto Alegre: Bookman, 2009.

HASENBALG, C. A. **Discriminação e desigualdades raciais no Brasil**. Tradução de Patrick Burglin. Rio de Janeiro: Graal, 1979.

HASENBALG, C. A. Transição da escola ao mercado de trabalho. *In*: HASENBALG, C. A.; SILVA, N. do V. (org.). **Origens e destinos: desigualdades sociais ao longo da vida**. Rio de Janeiro: Topbooks, 2003. p. 147-172.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Desigualdades sociais por cor ou raça no Brasil. **Estudos e Pesquisas/Informação Demográfica e Socioeconômica**, n. 41, 2019. Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101681_informativo.pdf. Acesso em: 23 nov. 2024.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Desigualdades sociais por cor ou raça no Brasil. **Estudos e Pesquisas/Informação Demográfica e Socioeconômica**, n. 48, 2022. Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101972_informativo.pdf. Acesso em: 23 nov. 2024.

IMPERATORI, T. K. A trajetória da assistência estudantil na educação superior brasileira. **Serviço Social & Sociedade**, São Paulo, n. 129, p. 285-303, maio-ago. 2017. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ssoc/a/dRhv5KmwLcXJf6H6qB7FsP/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 23 nov. 2024.

JANNUZZI, P. de M. Considerações sobre o uso, mau uso e abuso dos indicadores sociais na formulação e avaliação de políticas públicas municipais. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 36, n. 1, p. 51-72, jan.-fev. 2002. Disponível em: <https://periodicos.fgv.br/rap/article/view/6427>. Acesso em: 30 ago. 2023.

JANNUZZI, P. de M. Indicadores para diagnóstico, monitoramento e avaliação de programas sociais no Brasil. **Revista do Serviço Público**, Brasília, v. 56, n. 2, p. 137-160, abr.-jun. 2005. Disponível em: <https://revista.enap.gov.br/index.php/RSP/article/view/222/227>. Acesso em: 30 ago. 2023.

LEIVAS, P. H. S. *et al.* O impacto da política de cotas sobre o Enade dos cursos avaliados nos anos de 2007, 2010 e 2013 das IFES brasileiras. *In*: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 25., 2022, Porto Alegre, Rio Grande do Sul. **Anais [...]**. Porto Alegre: Anpec Sul, 2022. Disponível em: https://www.anpec.org.br/sul/2022/submissao/files_I/i2-51abce6e23f7daaf485dabb4491d17db.pdf. Acesso em: 22 maio 2024.

MAXIMO, R. de O.; GANDOLFI, P. E.; LOPES, J. E. F. Cotas universitárias: estudo do desempenho acadêmico na graduação após a implementação da política de cotas na Universidade Federal de Uberlândia. **Revista Educação e Políticas em Debate**, v. 9, n. 3, p. 636-654, set.-dez. 2020. Disponível em: <https://seer.ufu.br/index.php/revistaeducaopoliticas/article/view/57854>. Acesso em: 26 ago. 2024.

MENDES JUNIOR, A. A. F. Uma análise da progressão dos alunos cotistas sob a primeira ação afirmativa brasileira no ensino superior: o caso da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. **Ensaio: avaliação e políticas públicas em educação**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 82, p. 31-56, jan.-mar. 2014. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ensaio/a/dLNVHQSf3zTQZT5QjNdmSsm/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 26 ago. 2024.

MUGNAINI JUNIOR, A. N.; CUNHA, M. S. da. Impacto das cotas no desempenho de estudantes no curto e no longo prazo. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 64, p. 51-78, out.-dez. 2022. Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/1414>. Acesso em: 17 abr. 2024.

NIEROTKA, R. L.; TREVISOL, J. V. Os jovens das camadas populares na universidade pública: acesso e permanência. **Revista Katálysis**, Florianópolis, v. 19, n. 1, p. 22-32, jan.-jun. 2016. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rk/a/TJkmTvBNS5tr3TPXQrtvbRMs/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 13 maio 2025.

PAIXÃO, R. B.; PEREIRA, M. A. M.; SANTOS, L. C. dos. Desempenho acadêmico dos alunos declarados cotistas e não cotistas do curso de bacharelado em administração da Universidade Federal da Bahia. In: ENCONTRO DE ENSINO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE, 5., 2015, Salvador, Bahia. **Anais [...]** Salvador: Anpad, 2015. Disponível em: https://arquivo.anpad.org.br/eventos.php?cod_evento=&cod_evento_edicao=79&cod_edicao_subsecao=1208&cod_edicao_divisao_trabalho=308. Acesso em: 23 jul. 2025.

PEIXOTO, A. de L. A. *et al.* Cotas e desempenho acadêmico na UFBA: um estudo a partir dos coeficientes de rendimento. **Avaliação**, Campinas, v. 21, n. 2, p. 569-591, 2016. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/aval/a/gksF8MbQkvCNFLjKw8pTDdS/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 17 abr. 2024.

PENA, M. A. C.; MATOS, D. A. S.; COUTRIM, R. M. da E. Percurso de estudantes cotistas: ingresso, permanência e oportunidades no ensino superior. **Avaliação**, Campinas, v. 25, n. 1, p. 27-51, mar. 2020. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/aval/a/4TXZQd4JLzHvcBLpDvbhBks/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 17 abr. 2024.

QUEIROZ, Z. C. L. S. *et al.* A lei de cotas na perspectiva do desempenho acadêmico na Universidade Federal de Uberlândia. **Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos**, Brasília, v. 96, n. 243, p. 299-320, maio-ago. 2015. Disponível em: <https://rbep.inep.gov.br/ojs3/index.php/rbep/article/view/1693>. Acesso em: 17 abr. 2024.

RAMOS, M. P.; SCHABBACH, L. M. O estado da arte da avaliação de políticas públicas: conceituação e exemplos de avaliação no Brasil. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 46, n. 5, p. 1271-1294, set.-out. 2012. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rap/a/bPM5xsjhwWgL54mdx3R7cnP/?lang=pt>. Acesso em: 17 abr. 2024.

SANTOS, E. F. dos; SCOPINHO, R. A. Desigualdades raciais, mérito e excelência acadêmica: representações sociais em disputa. **Psicologia: ciência e profissão**, v. 36, n. 2, p. 267-279, abr.-jun. 2016. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/pcp/a/7pgShFwD8dXHFxqhBsCQxfH/>. Acesso em: 17 abr. 2024.

SILVA, B. C. M.; XAVIER, W. S.; COSTA, T. M. T. da. Sistema de cotas e desempenho: uma comparação entre estudantes cotistas e não cotistas. **Administração Pública e Gestão Social**, v. 12, n. 3, jul.-set. 2020. Disponível em: <https://periodicos.ufv.br/apgs/article/view/6125/5769>. Acesso em: 25 abr. 2024.

SILVA, N. do. V. O preço da cor: diferenciais raciais na distribuição da renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 1, p. 21-44, abr. 1980. Disponível em: <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/7038>. Acesso em: 13 fev. 2025.

SILVA, N. N. da; SANTOS, A. P. dos; REIS, J. M. dos S. Assistência estudantil e ações afirmativas: um estudo das condições materiais e simbólicas. **Educação & Sociedade**, Campinas, v. 42, e254841, 2021. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/es/a/dmDJKXcngXtVZFHYBVvLBmv/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 25 abr. 2024.

SILVA FILHO, R. L. L. e *et al.* A evasão no ensino superior brasileiro. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 132, p. 641-659, set.-dez. 2007. Disponível em: <https://publicacoes.fcc.org.br/cp/article/view/346>. Acesso em: 17 abr. 2024.

SOUZA, J. Raça ou classe? Sobre a desigualdade brasileira. **Lua Nova**, São Paulo, n. 65, p. 43-69, 2005. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ln/a/s86jxqzZhK-NHy9XXCJJgdVw/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 25 abr. 2024.

TAUFICK, A. L. de O. L. Análise da política de assistência estudantil dos Institutos Federais de Educação, Ciência e Tecnologia. **Revista Brasileira de Política e Administração da Educação**, v. 30, n. 1, p. 181-201, jan.-abr. 2014. Disponível em: <https://seer.ufrgs.br/index.php/rbpae/article/view/50020>. Acesso em: 13 maio. 2025.

TRIVIÑOS, A. N. S. **Introdução à pesquisa em ciências sociais**. São Paulo: Atlas, 1987. Disponível em: https://www.hugoribeiro.com.br/biblioteca-digital/Trivinos-Introducao-Pesquisa-em_Ciencias-Sociais.pdf. Acesso em: 13 maio. 2025.

VALENTE, R. R.; BERRY, B. J. L. Performance of students admitted through affirmative action in Brazil. **Latin American Research Review**, v. 52, n. 1, p. 18-34, 2017. Disponível em: <https://www.cambridge.org/core/journals/latin-american-research-review/article/performance-of-students-admitted-through-affirmative-action-in-brazil/5B2C33B0DAB46164D472C0A6915F3A08>. Acesso em: 13 fev. 2025.

VELLOSO, J. Cotistas e não cotistas: rendimentos de alunos da Universidade de Brasília. **Cadernos de Pesquisa**, São Paulo, v. 39, n. 137, p. 621-644, maio-ago. 2009. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/cp/a/ysCKB6ZfVQjgyM7FPDdQZYg/>. Acesso em: 13 fev. 2025.

WAINER, J.; MELGUIZO, T. Políticas de inclusão no ensino superior: avaliação do desempenho dos alunos baseado no Enade de 2012 a 2014. **Educação e Pesquisa**, São Paulo, v. 44, p. 1-15, 2018. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ep/a/zJMDNRctDcpydfndzTsfq3C/>. Acesso em: 13 fev. 2025.

WEGNER, R. C. Evasão no ensino superior: digressões motivadas a partir da pandemia do novo coronavírus. **Revista Docência e Ciberultura**, Rio de Janeiro, v. 6, n. 1, p. 1-22, jan.-dez. 2022. Disponível em: <https://www.e-publicacoes.uerj.br/index.php/re-doc/article/view/67043>. Acesso em: 20 jun. 2024.

WEISSKOPF, T. E. **Affirmative action in the United States and India: a comparative perspective**. Nova York: Routledge, 2004.

Data da submissão em: 13 out. 2024.

Primeira decisão editorial em: 13 fev. 2025.

Última versão recebida em: 19 maio 2025.

Aprovação final em: 22 maio 2025.

