



Artigo

DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/1982-57652025v30id287878>

ANÁLISE DA POLÍTICA DE COTAS NAS INSTITUIÇÕES FEDERAIS DE ENSINO SUPERIOR¹

Analysis of the quota policy in federal institutions of higher education

Análisis de la política de cupos en las instituciones federales de educación superior

Danilo Braun Santos²

Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-8275-1059>

E-mail: danilo.braun@unifesp.br

Daniela Verzola Vaz³

Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-4505-6318>

E-mail: daniela.vaz@unifesp.br

Maria Angélica Pedra Minhoto⁴

Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-8872-493X>

E-mail: mminhoto@unifesp.br

Resumo: Desde seu aparecimento, a política de reserva de vagas na educação superior tem suscitado críticas. Uma delas, conhecida como a hipótese da incompatibilidade, argumenta que os estudantes cotistas, possivelmente menos qualificados, enfrentam desafios adicionais para acompanhar os cursos, o que resultaria em maiores taxas de evasão e menores índices de conclusão. Para examinar essa hipótese em um contexto abrangente, conduziu-se uma análise para toda a rede federal de ensino superior. Compararam-se as probabilidades de desligamento e conclusão de alunos cotistas e não cotistas, mediante um modelo logístico multinomial. Além disso, estimaram-se os tempos levados para a conclusão do curso por meio do modelo de sobrevivência de Cox. Não foi encontrado apoio para a hipótese da incompatibilidade.

Palavras-chave: educação superior; ações afirmativas; evasão escolar.

¹ Pesquisa de pós-doutorado de Danilo Braun Santos, desenvolvida no âmbito do Centro de Estudos Sociedade, Universidade e Ciência - SoU_Ciência, sob supervisão de Maria Angélica Pedra Minhoto, do programa de pós-graduação em Educação da Universidade Federal de São Paulo

² Universidade Federal de São Paulo, Osasco, SP, Brasil.

³ Universidade Federal de São Paulo, Osasco, SP, Brasil.

⁴ Universidade Federal de São Paulo, Guarulhos, SP, Brasil.

Abstract: Since its inception, the quota policy in higher education has sparked criticism. One such criticism, known as the incompatibility hypothesis, argues that quota students, possibly less qualified, face additional challenges in keeping up with their courses, leading to higher dropout rates and lower completion rates. To examine this hypothesis comprehensively, we analyzed the entire federal higher education system. Using a multinomial logistic model, we compared the probabilities of dropout and completion for quota and non-quota students. Additionally, we estimated the times taken to complete the course using the Cox survival model. We found no support for the incompatibility hypothesis.

Keywords: higher education; affirmative action; student dropout.

Resumen: Desde su aparición, la política de reserva de cupos en la educación superior ha suscitado críticas. Una de ellas, conocida como la hipótesis de la incompatibilidad, argumenta que los estudiantes beneficiarios de cupos, posiblemente menos calificados, enfrentan desafíos adicionales para seguir los cursos, lo que resultaría en mayores tasas de deserción y menores índices de finalización. Para examinar esta hipótesis en un contexto amplio, se llevó a cabo un análisis en toda la red federal de educación superior. Se compararon las probabilidades de deserción y finalización de estudiantes beneficiarios de cupos y no beneficiarios, mediante un modelo logístico multinomial. Además, se estimaron los tiempos requeridos para la finalización del curso utilizando el modelo de supervivencia de Cox. No se encontró apoyo para la hipótesis de la incompatibilidad.

Palavras chave: educação superior; ação afirmativa; desercão estudantil.

1 INTRODUÇÃO

Desigualdades sociais são refletidas no sistema educacional, principalmente em universidades concorridas e de maior qualidade. A passagem pela educação superior tem sido considerada como fator importante de mobilidade social (Menezes-Filho; Oliveira, 2014) e, nesse sentido, um quarto dos países do mundo passaram a adotar algum tipo de política de ações afirmativas para o ingresso em universidades, com o intuito de democratizar o acesso, proporcionando maior inclusão de grupos minoritários (Jenkins; Moses, 2014).

A teoria, porém, não consegue prever a eficiência de tais políticas de acesso. Se, por um lado, obtém-se um ganho de equidade no ingresso de grupos excluídos do nível superior de educação, por outro, há quem entenda que, ao priorizar grupos sub-representados em detrimento de estudantes não alvo, a política pode se tornar ineficaz, permitindo a entrada de candidatos menos qualificados que podem não obter êxito nas instituições para as quais foram selecionados, em uma proposição conhecida como “hipótese da incompatibilidade” (Sander, 2004).

Essa hipótese parte da premissa de que estudantes pouco qualificados, ao se depararem com dificuldades para acompanhar as disciplinas, têm incentivos extras para abandonar seus cursos. No entanto, está apoiada na capacidade de seleção das provas de ingresso em prognosticar e distinguir o desempenho dos futuros graduandos. Além disso, é factível que essas dificuldades possam ser compensadas por políticas de permanência estudantil. Argumenta-se, também, que estudantes de baixa renda teriam maiores incentivos para trocar os estudos pelo mercado de trabalho. No entanto, são os graduandos com poder aquisitivo mais alto que possuem maiores custos de oportunidade, isto é, alternativas mais vantajosas no caso de deixarem seus cursos. Não se deve ofuscar, portanto, que, na perspectiva do estudante-alvo das ações afirmativas, cursar uma universidade pública pode trazer oportunidades futuras que, de outro modo, ele não teria acesso, tornando-o mais resiliente. Avaliar essa hipótese é, portanto, uma questão empírica que o presente estudo se propõe a testar por meio de uma grande base de dados de estudantes matriculados na educação superior brasileira.

O cenário educacional brasileiro constitui ambiente propício para esta investigação, pois no ano de 2012 foi aprovada a “Lei de Cotas” (Brasil, 2012), que estabeleceu que até 2016 pelo menos 50% das vagas das Instituições Federais de Educação Superior (Ifes) fossem reservadas para estudantes provenientes do ensino médio público. A lei também prevê uma subdivisão dessas vagas com base em critérios de renda, raça/etnia e deficiência. As Ifes são compostas por universidades e institutos da esfera federal que ofertam cursos gratuitos de nível superior de alta qualidade, desempenhando papel semelhante ao das universidades estaduais norte-americanas. Além disso, do total de 7,3 milhões de graduandos matriculados em 2013 na educação superior, somente 26% frequentavam cursos gratuitos, o que torna essas instituições públicas altamente concorridas.

No presente estudo, foram utilizados os microdados dos Censos da Educação Superior (CES), instrumento de coleta de informações de todas as instituições superiores do país, realizado anualmente pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep), autarquia vinculada ao Ministério da Educação (MEC). Foram mapeados os ingressantes nas Ifes no ano de 2013, ano da primeira entrada massiva de estudantes cotistas (população-alvo das ações afirmativas implementadas pela “Lei de Cotas” em 2012), e monitoradas as suas trajetórias acadêmicas até o ano de 2019, último ano em que foram divulgadas no CES as informações no nível do estudante. Em 2020, o Inep alegou não disponibilizar mais essas informações por infringirem a Lei Geral de Proteção de Dados Pessoais (LGPD).

Foram comparados, então, os estudantes cotistas com aqueles que ocuparam vagas não reservadas (população-alvo e não alvo da política de ações afirmativas, respectivamente) em relação às probabilidades de desligamento e conclusão do curso. Para isso, foi utilizado um modelo logístico multinomial em que o estudante “escolhe” entre continuar vinculado ao curso ou terminá-lo via desligamento ou conclusão. Os resultados não endossam a referida “hipótese da incompatibilidade”.

Poder-se-ia argumentar, ainda, que, mesmo que os estudantes cotistas conseguissem atingir as mesmas taxas de conclusão dos cursos que os não cotistas, por serem menos qualificados, tenderiam a demorar mais para se formar. Essa questão também foi analisada por meio de modelos de sobrevivência, indicados para quando os dados contêm informação censurada — no fim do período de acompanhamento, 10% dos estudantes ainda estavam vinculados aos seus cursos. Igualmente, não foram encontradas evidências a favor desse argumento.

O artigo está distribuído em cinco seções a contar com essa introdução. Na seção 2 apresenta-se um histórico e uma revisão de publicações anteriores relevantes para esta pesquisa. A seção 3 apresenta o material e os métodos empregados. A seção 4 apresenta os resultados e a seção 5 algumas conclusões.

2 ANTECEDENTES

As ações afirmativas para o ingresso na educação superior podem ser entendidas como o conjunto de esforços para aumentar a diversidade e a representatividade de grupos minoritários no sistema superior de educação. Apesar das iniciativas pioneiras nas décadas de 1950 e 1960, em países como Índia e Estados Unidos, a maioria dessas políticas, que hoje abrangem um quarto dos países no mundo, foi criada nos últimos 35 anos (Jenkins; Moses, 2014). Sob diversos nomes — ações afirmativas, reservas de vagas, sistema de cotas, discriminação positiva — essas políticas pressupõem critérios multidimensionais baseados em raça, etnia, classe social, renda, gênero, deficiências físicas ou tipo do ensino médio cursado na preferência para seleção dos candidatos.

Uma vez implementadas as políticas de acesso, as análises se voltam para a sua eficiência. A maior parte dos estudos empíricos sobre o impacto de tais políticas teve como foco os Estados Unidos e a Índia. Bowen e Bok (1998) argumentam que as ações afirmativas não apenas aumentaram a diversidade nos *campi* de universidades norte-americanas, mas também tiveram um impacto positivo nos resultados educacionais e nas oportunidades de carreira para estudantes beneficiados. A proibição, em alguns estados norte-americanos, de instituições públicas adotarem políticas de ações afirmativas em seus processos de seleção foi usada como experimento natural em uma série de trabalhos, que diferem entre si, inicialmente, pelo objeto de análise. Enquanto alguns se voltaram para o efeito da suspensão das ações afirmativas sobre as taxas de matrículas de minorias étnicas, outros examinaram seu impacto nas taxas de conclusão de curso. Os resultados mostram pouca ou nenhuma mudança na proporção geral de estudantes negros matriculados (Hinrichs, 2012; Backes, 2012), mas aponta uma modificação em sua composição, com redução de matrículas de minorias e aumento no número de brancos matriculados nas faculdades mais seletivas (Hinrichs, 2012). Em relação às taxas de conclusão, as estimativas mostram que havia menos estudantes negros e hispânicos se formando após as proibições, e aqueles que se formavam tendiam a fazê-lo em universidades de menor prestígio (Backes, 2012).

No Brasil, as primeiras iniciativas para implementar cotas em universidades surgiram no começo dos anos 2000. Em 2001, a Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ) se tornou a primeira instituição a adotar um sistema de cotas para o ingresso de estudantes em seus cursos de graduação. A partir de então, outras universidades passaram a adotar políticas de reservas de vagas em ações isoladas até que, em 2012, foi sancionada a “Lei de Cotas” (Lei nº 12.711/2012), que estabeleceu a reserva de no mínimo 50% das vagas por curso e turno em instituições federais de educação superior para estudantes oriundos de escolas públicas. A lei previu um cronograma gradual de implementação (com a reserva de 12,5% no primeiro ano, 25,0% no segundo, 37,5% no terceiro), com o objetivo de atingir o percentual de 50% em 2016. Além disso, estabeleceu que 50% das vagas reservadas a estudantes oriundos do ensino médio em rede pública deveriam ser destinadas a estudantes de famílias com renda igual ou inferior a 1,5 salário mínimo *per capita* e que uma parte desses 50% deveria ser reservada a estudantes autodeclarados pretos, pardos e indígenas, de acordo com sua representatividade na população de cada estado. Posteriormente, a Lei nº 13.409/2016 incluiu nesse conjunto pessoas com deficiência (Brasil, 2016). Para uma descrição das raízes históricas que embasaram as ações afirmativas no Brasil pode-se consultar o trabalho de Lloyd (2015).

Os estudos realizados com dados brasileiros convergem em reportar a melhoria de equidade alcançada pelas políticas de acesso (Childs; Stromquist, 2014; Otero; Barahona; Dobbin, 2021; Senkevics; Mello, 2019; Vieira; Arends-Kuenning, 2019). Vieira; Arends-Kuenning (2019) constataram que nas instituições que adotaram políticas de ações afirmativas houve um aumento significativo na quantidade de matrícula de estudantes de grupos desfavorecidos, alvos de tais políticas — estudantes oriundos de

escolas públicas e negros —, e que tais efeitos se concentraram nas universidades mais competitivas e prestigiadas. Otero, Barahona e Dobbin (2021) estimaram que a representação de estudantes negros do ensino médio nas instituições federais mais seletivas aumentou em 73% após a implementação da política de cotas. Esses resultados não surpreendem uma vez que o desenho dessas políticas é voltado para a inclusão de grupos minoritários.

Alguns críticos das políticas de cotas argumentam que os estudantes cotistas não possuem o mesmo *background* educacional que os demais e, por esse motivo, teriam pior desempenho acadêmico, com efeitos negativos também no desempenho geral dos estudantes. Motivados por esse debate, diversos estudos empíricos foram realizados com o objetivo de comparar o desempenho de cotistas e não cotistas. Dentro desse conjunto de trabalhos, merecem destaque aqueles que analisaram todo o sistema de instituições superiores de educação, em detrimento de uma instituição ou conjunto de instituições em particular. Para tanto, empregaram os dados do Exame Nacional de Desempenho de Estudantes (Enade), aplicado aos estudantes do último ano da graduação. As evidências encontradas são controversas: enquanto alguns autores não encontraram relação entre a forma de ingresso e o desempenho acadêmico (Valente; Berry, 2017), outros constataram pior desempenho dos cotistas (Carvalho; Waltenberg, 2012), havendo ainda estudos com resultados heterogêneos de acordo com o tipo de cota considerada (Vidigal, 2018; Araujo *et al.*, 2020). Vidigal (2018), em particular, não encontrou diferença no desempenho acadêmico entre os estudantes admitidos por cota racial e aqueles que, embora elegíveis ao ingresso por cotas, ingressaram de modo regular (não cotistas); contudo, verificou que os cotistas de baixa renda tiveram notas, em média, 14% menores que os elegíveis admitidos sem cotas. Araujo *et al.*, (2020) constataram que os tipos de cota étnico-racial (-3%), renda (-8,8%) e outros (-6,8%) mostraram efeitos negativos sobre a nota bruta geral no Enade; no entanto, as cotas de escola pública (3,2%) e combinação (2%) apresentaram efeitos positivos sobre a nota, mostrando que estudantes admitidos por meio dessas cotas têm maior rendimento quando comparados ao grupo controle.

Outra hipótese aventada pelos críticos das políticas de cotas é que os estudantes cotistas tenderiam a apresentar menores taxas de diplomação e maiores índices de evasão que os estudantes de ampla concorrência, devido a maiores dificuldades para acompanhar as disciplinas e para se sustentar financeiramente durante o curso. De fato, a garantia de acesso à universidade não assegura a inclusão. O desafio da permanência estudantil pode ser mais relevante para ingressantes provenientes de realidades socioeconômicas menos favorecidas. Diversos podem ser os fatores que influenciam a desistência do estudante, incluindo a defasagem na sua formação educacional, preconceitos por parte de gestores e docentes que resistem às políticas de cotas e, prioritariamente, dificuldades financeiras. As políticas de assistência estudantil visam amenizar as dificuldades enfrentadas pelos estudantes de menor renda por meio de bolsas de permanência e auxílios para moradia, alimentação e transporte, entre outros. No entanto, essas políticas não alcançam resultados satisfatórios devido à sua

abrangência restrita, em termos do número de estudantes atendidos, ou pelo modelo implementado (Sousa; Portes, 2011).

Apesar das deficiências das políticas de assistência estudantil, estudos empíricos com dados nacionais não encontraram maiores índices de evasão para os estudantes cotistas (Benatti, 2017; Bezerra; Gurgel, 2011; Cespedes *et al.*, 2021; Cicalò, 2008; Corbari, 2018; Costa, 2015; Gabriel, 2013; Machado, 2013; Mendes Junior, 2014; Silva; Pacheco, 2013). No que se refere às taxas de diplomação, os resultados não são conclusivos, uma vez que há tanto estudos que reportaram taxas superiores para os cotistas (Corbari, 2018; Machado, 2013; Mendes Junior, 2014) como para os não cotistas (Cordeiro, 2008; Costa, 2015; Gabriel, 2013).

Esses estudos, porém, apresentam algumas limitações: i) analisaram um universo restrito de estudantes — pertencentes a uma instituição ou a um grupo isolado de instituições e/ou de cursos ou áreas específicas do conhecimento; ii) não levaram em consideração, além dos índices de evasão e de diplomação, o tempo de integralização do curso. Este trabalho visa, portanto, suprir essas lacunas que subsistem na discussão sobre a eficiência da política de cotas no Brasil. Para tanto, comparamos estudantes cotistas e estudantes da ampla concorrência (alunos-alvo e não alvo da política de ações afirmativas, respectivamente) em relação às probabilidades de desligamento e de conclusão e no que se refere ao tempo de integralização do curso, considerando todo o universo de estudantes da rede federal de educação superior.

3 METODOLOGIA

3.1 Material

A base de dados utilizada neste estudo foi construída via cruzamento das bases anuais de “estudantes” e de “cursos” dos microdados do CES, realizado anualmente pelo Inep. Como mencionado anteriormente, os ingressantes nas Ifes no ano de 2013 foram seguidos até o ano de 2019. A partir de 2020, o Inep deixou de disponibilizar os microdados no nível do estudante, sob a alegação de infringirem a LGPD. Pelo mesmo motivo, a partir de 2017, as bases de dados disponibilizadas por esse órgão deixaram de fornecer a chave de identificação do estudante, necessária para o cruzamento das bases anuais. Foi necessária, então, a construção de uma chave fictícia com o código do curso, o sexo e a data de nascimento para a identificação dos estudantes nas bases de 2018 e 2019. Essa estratégia levou a um descarte de cerca de 20% dos estudantes acompanhados, de modo aleatório. Descartaram-se, também, estudantes que ingressaram por meios diferentes do vestibular ou do Sistema de Seleção Unificada (SiSU), vias estas para as quais não estão previstas as reservas de vagas. Com isso, a coorte resultou em 245.475 ingressantes no ano de 2013 nas Ifes, acompanhados durante sete anos.

Como o objetivo do presente estudo é comparar as trajetórias acadêmicas de estudantes cotistas e não cotistas (ampla concorrência), seria desejável que essa

comparação fosse feita somente entre estudantes ingressantes no seu primeiro curso de graduação, pois uma segunda graduação pode ter seu tempo de integralização reduzido por meio da convalidação de créditos cursados anteriormente. Como essa informação não está disponível na base de dados, considerou-se, além da base completa, um recorte amostral dos ingressantes com menos de 21 anos de idade para tentar contornar esse fato. Esse recorte amostral reduziu à metade o número de observações na amostra.

A restrição de idade para os ingressantes pode amenizar, também, a ausência de informações sobre renda e sobre a composição familiar. Sabe-se que estudantes são mais propensos a abandonarem seus cursos quanto maiores forem as suas responsabilidades em relação à manutenção do lar, e essas exigências tendem a aumentar com a idade. Por questão de robustez e para fomentar essa discussão, optou-se por apresentar os resultados para a amostra completa e para outro recorte amostral, intermediário, que considera os ingressantes menores de 25 anos. A Tabela 1 fornece as estatísticas descritivas para os três recortes amostrais considerados, as quais descrevem as características dos estudantes, dos cursos e das instituições.

Tabela 1 — Estatísticas descritivas

variável	completa	< 25	< 21	Descrição
Cotista	0,211	0,215	0,209	binária: 1- se o aluno ingressou via programa de reserva de vagas
Feminino	0,501	0,520	0,535	binária: 1- para sexo feminino
idade	23,36	19,70	18,72	idade que o estudante completa no ano de ingresso (2013)
duração do curso	4,20	4,27	4,30	tempo mínimo de integralização do curso
apoio	0,079	0,087	0,087	binária: 1- se o aluno recebeu algum tipo de apoio social ao longo da graduação
bolsa	0,051	0,061	0,065	binária: 1- se o aluno recebeu alguma bolsa/remuneração ao longo da graduação (estágio, extensão, monitoria ou pesquisa)
IFECT	0,151	0,132	0,120	binária: 1- para Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia (0- Universidades Federais)
público	0,588	0,554	0,526	binária: 1- para o aluno que concluiu o ensino médio em escola pública
vestibular	0,491	0,470	0,466	binária: 1- para ingresso via vestibular (0- Enem)
raça	raça autodeclarada pelo estudante			
não declarado	0,231	0,231	0,228	
branca	0,241	0,250	0,256	
preta	0,063	0,063	0,062	
parda	0,186	0,185	0,181	
amarela	0,011	0,011	0,011	
indígena	0,002	0,002	0,002	
sem informação	0,265	0,259	0,259	

grau	grau acadêmico conferido ao diplomado pelo curso			
ABI/sequencial	0,028	0,030	0,032	cursos com nível acadêmico sequencial de formação específica ou cursos com área básica de ingresso
bacharelado	0,606	0,673	0,704	
licenciatura	0,282	0,229	0,205	
tecnológico	0,084	0,068	0,059	
turno	turno do curso ao qual o aluno está vinculado			
EAD	0,084	0,032	0,020	cursos com modalidade de Ensino a Distância
matutino	0,118	0,126	0,132	
vespertino	0,072	0,074	0,075	
noturno	0,316	0,276	0,244	
integral	0,409	0,491	0,529	
área	classificação do curso a partir de uma adaptação da metodologia internacional de classificação Eurostat/Unesco/OCDE			
ABI/formação interdisciplinar	0,007	0,007	0,006	classificação inserida pelos autores
Educação	0,291	0,239	0,216	
Humanidades e Artes	0,039	0,040	0,038	
Ciências Sociais, Negócios e Direito	0,183	0,171	0,169	
Ciências, Matemática e Computação	0,127	0,138	0,141	
Engenharia, Produção e Construção	0,161	0,193	0,213	
Agricultura e Veterinária	0,067	0,078	0,082	
Saúde e Bem Estar Social	0,100	0,115	0,116	
Serviços	0,025	0,020	0,018	
nacionalidade	nacionalidade do aluno			
brasileiro	0,989	0,989	0,989	
nascido no exterior ou naturalizado	0,010	0,010	0,010	
estrangeira	0,001	0,001	0,001	
uf nascimento	controles para a unidade da federação do nascimento do aluno			
ies	controles para as Instituições Federais de Ensino Superior			
obs	245.475	177.336	127.737	

Fonte: elaboração própria.

Observa-se que 21,1% dos estudantes ingressaram por meio do programa de reservas de vagas, o que supera o percentual mínimo (12,5%) estipulado pela “Lei de Cotas” para cada instituição no primeiro ano de vigência da política. Cerca de 8% dos estudantes receberam algum tipo de apoio social durante a graduação, como apoio moradia ou bolsa permanência.

As bases anuais do CES informam a situação do estudante ao término de cada ano. Cada estudante foi acompanhado enquanto permaneceu vinculado ao curso: matriculado ou com matrícula trancada. Esse acompanhamento se deu, portanto, até o final de 2019, ou até que a situação do estudante fosse informada como: desvinculado (deixou formalmente o curso), transferido (mudou para outro curso da mesma Ifes), formado ou falecido.

A Tabela 2 mostra a situação ao final da trajetória estudantil numa perspectiva comparativa entre estudantes que ingressaram com a política de reserva de vagas e estudantes da ampla concorrência. Nota-se que em torno de 13,5% dos ingressantes em 2013, acompanhados neste estudo, permaneceram vinculados aos seus cursos até o final de 2019 — o que corresponde à soma dos percentuais de estudantes que cursaram ininterruptamente a graduação (9,54%) com aqueles que trancaram o curso por um ou mais semestres (3,92%). Em todos os recortes amostrais os percentuais de estudantes cotistas que se desvincularam de seus cursos foram menores do que os de estudantes da ampla concorrência, com diferenças de 2 a 4 pontos percentuais. Com diferenças menos pronunciadas, as taxas de conclusão, assim como o tempo médio para a conclusão do curso, foram maiores para estudantes cotistas, também em todos os recortes amostrais.

Tabela 2 — Situação ao final de 2019 dos ingressantes em Ifes no ano de 2013

	Amostra completa			Menores de 25 anos			Menores de 21 anos		
	Ampla conc.	Cotista	Total	Ampla conc.	Cotista	Total	Ampla conc.	Cotista	Total
Cursando	17.761 9,17%	5.646 10,91%	23.407 9,54%	13.321 9,57%	4.284 11,21%	17.605 9,93%	9.452 9,35%	2.910 10,91%	12.362 9,68%
Trancou	7.223 3,73%	2.408 4,65%	9.631 3,92%	4.471 3,21%	1.522 3,98%	5.993 3,38%	3.027 3,00%	954 3,58%	3.981 3,12%
Desvinculado	91.163 47,05%	22.291 43,09%	113.454 46,22%	58.478 42,03%	15.123 39,59%	73.601 41,50%	40.012 39,59%	10.025 37,58%	50.037 39,17%
Transferido	4.999 2,58%	1.395 2,70%	6.394 2,60%	4.206 3,02%	1.160 3,04%	5.366 3,03%	3.316 3,28%	837 3,14%	4.153 3,25%
Formado	72.505 37,42%	19.977 38,61%	92.482 37,67%	58.594 42,11%	16.099 42,14%	74.693 42,12%	45.203 44,73%	11.943 44,77%	57.146 44,74%
Tempo (anos)	5,22	5,33	5,24	5,29	5,36	5,31	5,35	5,38	5,35
Falecido	90 0,05%	17 0,03%	107 0,04%	64 0,05%	14 0,04%	78 0,04%	50 0,05%	8 0,03%	58 0,05%
Total	193.741	51.734	245.475	139.134	38.202	177.336	101.060	26.677	127.737

Nota: as situações 'Cursando' e 'Trancou' englobam estudantes que permaneceram vinculados aos cursos até o final de 2019. 'Trancou' indica os estudantes que trancaram a matrícula ao menos um semestre do curso. 'Cursando' indica estudantes que nunca trancaram a matrícula.

Fonte: elaboração própria.

Com base nessas estatísticas, as suspeitas de um aproveitamento inferior por parte de estudantes cotistas parecem não se sustentar. Nessa comparação, o único indicador no qual os estudantes-alvo da política de cotas têm pior desempenho é o tempo para a conclusão do curso (que é de somente 10 dias a mais no recorte amostral dos ingressantes mais jovens). Vale lembrar, no entanto, que a observação dessas taxas pode não ser elucidativa se a distribuição de cotistas e não cotistas for não aleatória entre cursos de maior e menor duração, entre áreas de estudo mais ou menos exigentes etc. Por esse motivo, faz-se necessária a utilização de técnicas multivariadas, que controlam os efeitos das outras variáveis ao analisar as probabilidades de conclusão ou desistência dos estudantes. É importante notar, também, que, se existe uma parcela grande de estudantes que ainda não concluíram seus cursos, mas também não desistiram, isso se deve à interrupção, no ano de 2019, do acompanhamento dessa coorte de estudantes, fazendo-se necessário o emprego de técnicas estatísticas que considerem essa censura nos dados.

3.2 Métodos

Para analisar as probabilidades de conclusão e desistência, primeiramente foram agregadas as possíveis situações do estudante em 2019, conforme descritas na Tabela 2, em três categorias. Consideramos como “ativo” o estudante que permaneceu vinculado ao curso até o final do período acompanhado, independentemente de ter trancado sua matrícula em um ou mais semestres (as duas primeiras categorias listadas na Tabela 2). Consideramos como “desligado” do curso o estudante que se desvinculou ou se transferiu (terceira e quarta categorias listadas na Tabela 2). A terceira categoria, “formado”, indica o estudante que concluiu o curso. Estudantes que faleceram foram desconsiderados nas análises subseqüentes.

Uma regressão logística multinomial foi utilizada para analisar a probabilidade de ocorrência de cada um dos três resultados mencionados. O *logit* multinomial é próprio para variáveis dependentes categóricas não ordinais e policotômicas. Os valores atribuídos a cada categoria (0 - Ativo, 1 - Desligado, 2 - Formado) são arbitrários, isto é, o modelo não assume que $0 < 1 < 2$. A probabilidade de a variável dependente y assumir o valor i é dada por:

$$P(y = i|X) = \frac{e^{X\beta_i}}{e^{X\beta_i} + \sum_{j \neq i} e^{X\beta_j}} \quad (1)$$

em que X é um vetor $1 \times K$ com o primeiro elemento unitário e β_i são vetores $K \times 1$ de parâmetros.

Para que os vetores β_i sejam unicamente identificados adota-se algum deles como nulo, o que passa a ser considerado categoria de base. Os coeficientes estimados representam mudanças em relação a essa categoria. No caso em que y assume três valores, como neste em que $i = 0, 1, 2$, e tomando $i = 0$ como categoria de base, as probabilidades são dadas por:

$$P(y = 0|X) = \frac{1}{1 + e^{X\beta_1} + e^{X\beta_2}} \quad (2)$$

$$P(y = 1|X) = \frac{e^{X\beta_1}}{1 + e^{X\beta_1} + e^{X\beta_2}} \quad (3)$$

$$P(y = 2|X) = \frac{e^{X\beta_2}}{1 + e^{X\beta_1} + e^{X\beta_2}} \quad (4)$$

Nas tabelas apresentadas neste estudo são reportadas as razões de risco relativo (exponencial dos coeficientes), que representam variações de probabilidade em relação à categoria de base, dada uma variação unitária na covariada de interesse.

Conforme mostra a Tabela 2, o tempo levado pelos estudantes cotistas para a conclusão do curso é levemente superior ao da ampla concorrência (diferenças variando entre 0,6% e 2,1%). Essas estimativas encontram-se, no entanto, subestimadas para ambos os grupos: como parte dos estudantes permanecem vinculados aos seus cursos no período final de acompanhamento deste estudo (2019), seus tempos de conclusão de curso não são observados. Considera-se, então, que há censura à direita, pois somente o

tempo mínimo dos sujeitos vinculados aos cursos até 2019 é conhecido. O conjunto de procedimentos econométricos que consideram o problema da censura na medição do tempo até a ocorrência de determinado evento é conhecido por análise de duração (ou sobrevivência).

Na nomenclatura da análise de duração, quando o evento de interesse ocorre, diz-se que foi observada a “falha”. Caso contrário, se o evento não ocorre durante o intervalo de tempo observado, diz-se que a informação é “censurada”. Para este estudo, a variável analisada é o tempo de vínculo no curso, e o evento de interesse é a conclusão do curso. Os estudantes que se desvincularam ou se transferiram durante o tempo de acompanhamento são desconsiderados nessa etapa da análise para que a censura considere somente aqueles ainda vinculados em 2019, com potencial para conclusão. Esse descarte faz sentido desde que as probabilidades de desligamento sejam as mesmas para os dois grupos, cotistas e ampla concorrência, que veremos ser uma hipótese plausível.

Considerando uma variável aleatória t , com densidade $f(t)$ e distribuição acumulada $F(t)$, define-se a função de sobrevivência por:

$$S(t) = 1 - F(t) = P(T > t) \quad (5)$$

e a função de risco por:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (6)$$

Enquanto a função de sobrevivência indica a probabilidade de permanecer no curso até um tempo específico t , a função de risco é uma taxa que representa o potencial de conclusão num determinado instante, dado que o estudante não desistiu até aquele momento.

O mais comum dos métodos que incorporam variáveis explicativas é o chamado modelo de riscos proporcionais de Cox. A especificação do modelo se dá através da função de risco h , cuja forma é:

$$h(t, X) = h_0(t)e^{X\beta} \quad (7)$$

em que X é o vetor de variáveis explicativas, β é o vetor de parâmetros e $h_0(t)$ é a chamada função de risco base, comum a todos os indivíduos. Esse modelo supõe, portanto, que o risco de cada indivíduo, determinado por suas características individuais, é um múltiplo do risco comum a todos os indivíduos (PH). Uma propriedade importante do modelo de Cox é que a função $h_0(t)$ não requer especificação, o que faz deste um modelo semiparamétrico.

Uma das principais razões para a popularidade do modelo de Cox é que, apesar da função de risco base não ser especificada, boas estimativas dos coeficientes de regressão podem ser obtidas em contextos bastante variados. Isto é, o modelo é robusto no sentido de que os resultados do modelo de Cox aproximam-se dos resultados do modelo paramétrico corretamente especificado (Kleinbaum; Klein, 1996).

Tanto a regressão logística multinomial como o modelo de Cox foram estimados no *software* estatístico Stata. Salienta-se que esses modelos permitem apenas inferir os fatores associados à evasão e à permanência no ensino superior, isto é, eles não permitem estabelecer relações de causalidade entre a variável dependente e as variáveis explicativas. Caso fosse esse o objetivo, seria necessário empregar outras técnicas econométricas para lidar com o problema de viés de variáveis omitidas. Exemplos dessas variáveis incluem a nota no vestibular ou no Exame Nacional do Ensino Médio (Enem), a qualidade da educação recebida antes de ingressar no ensino superior e a renda familiar do estudante, informações que não estão disponíveis na base de dados utilizada.

4 RESULTADOS

A Tabela 3 apresenta as razões de risco relativo nas estimativas da regressão logística multinomial. Considerando a amostra restrita aos estudantes que, no momento de ingresso nas Ifes, tinham menos de 21 anos de idade, a razão de risco de 1,054 calculada para os cotistas indica que, tudo o mais constante, ingressantes via política de reserva de vagas têm uma probabilidade 5,4% maior de concluir o curso do que ingressantes da ampla concorrência. Esse resultado é estatisticamente significativo a 10%. Ao se afrouxar a restrição etária, essa propensão sobe para 5,8% (amostra de menores de 25 anos de idade no momento do ingresso), estatisticamente significativa ao nível de 5%, mas perde significância na amostra completa. Dado que houve controle de idade, essa variação pode estar ligada a outras questões que afetam ingressantes mais velhos, como a necessidade de conciliar estudos com trabalho remunerado, maiores cobranças do lar (casamento, filhos etc.), o fato de se tratar de um reingresso na graduação, entre outros aspectos.

Tabela 3 — Regressão logística multinomial

	Amostra completa		Menores de 25 anos		Menores de 21 anos	
	Desligado	Formado	Desligado	Formado	Desligado	Formado
Cotista	1,018	1,014	1,047	1,058 **	1,047	1,054 *
Feminino	0,981	1,563 ***	1,017	1,534 ***	1,044 **	1,557 ***
Raça (ref.: branca)						
não declarado	1,108 ***	0,870 ***	1,096 ***	0,856 ***	1,066 *	0,848 ***
preta	0,926 **	0,903 ***	0,925 *	0,908 **	0,954	0,941
parda	0,967	0,946 **	0,978	0,959	0,965	0,972
amarela	0,929	0,814 ***	0,948	0,852 **	0,928	0,891
indígena	0,815	0,942	0,935	0,735 *	0,878	0,677 *
sem informação	1,091 ***	0,963	1,074 **	0,953	1,089 **	0,984
Idade	0,990 ***	0,961 ***	0,967 ***	0,889 ***	0,926 ***	0,849 ***
Duração do curso	0,792 ***	1,029 **	0,775 ***	1,072 ***	0,755 ***	1,060 ***

Grau (ref.: ABI/sequencial)												
bacharelado	1,873	***	2,930	***	2,028	***	3,050	***	2,044	***	2,870	***
licenciatura	1,669	***	1,982	***	1,613	***	1,867	***	1,686	***	1,856	***
tecnológico	3,036	***	6,763	***	3,233	***	6,950	***	3,318	***	6,579	***
Turno (ref.: EAD)												
matutino	0,553	***	0,995		0,517	***	1,466	***	0,534	***	1,923	***
vespertino	0,621	***	0,995		0,548	***	1,369	***	0,570	***	1,824	***
noturno	0,532	***	0,790	***	0,492	***	1,183	**	0,510	***	1,594	***
integral	0,521	***	1,149	***	0,492	***	1,645	***	0,527	***	2,209	***
Apoio social	0,060	***	0,174	***	0,060	***	0,178	***	0,061	***	0,177	***
Bolsa	0,142	***	0,560	***	0,134	***	0,534	***	0,125	***	0,519	***
Ensino médio em escola pública	1,012		0,976		1,012		0,964	*	1,028		0,983	
IFECT	4,302	***	4,104	***	4,607	**	3,934	*	5,810	*	4,260	
Área (ref.: ABI/interdisciplinar)												
Educação	0,524	***	1,838	***	0,422	***	1,628	**	0,406	***	1,880	***
Humanidades e Artes	0,363	***	1,002		0,283	***	0,903		0,264	***	1,037	
Ciências Sociais, Negócios e Direito	0,317	***	1,407	**	0,229	***	1,215		0,226	***	1,508	*
Ciências, Matemática e Computação	0,418	***	0,772		0,291	***	0,660	**	0,289	***	0,842	
Engenharia, Produção e Construção	0,309	***	0,671	**	0,220	***	0,548	***	0,219	***	0,668	*
Agricultura e Veterinária	0,343	***	0,826		0,243	***	0,656	**	0,252	***	0,808	
Saúde e Bem-estar Social	0,452	***	1,962	***	0,321	***	1,646	**	0,330	***	1,999	***
Serviços	0,491	***	1,421	**	0,376	***	1,103		0,364	***	1,304	
Nacionalidade (ref.: brasileira)												
nascido no exterior ou naturalizado	1,044		0,963		1,082		0,981		1,218		1,069	
estrangeira	1,263		1,355		1,386		1,328		1,434		1,222	
Vestibular	0,556	***	0,799	***	0,583	***	0,852	***	0,594	***	0,853	***
Controle para UF de nascimento	sim		sim		sim		sim		sim		sim	
Controle para Ifes	sim		sim		sim		sim		sim		sim	
Observações			245.368				177.258				127.679	
LR chi2(314)			62669,43	***			45046,73	***			30889,51	***
Pseudo R ²			0,1293				0,1280				0,1226	

Nota: *p-value*: * < 0,10, ** < 0,05, *** < 0,01.

Fonte: elaboração própria.

Apesar de as estatísticas descritivas da Tabela 2 apontarem para uma maior taxa de desligamento de estudantes não cotistas em relação aos cotistas, ao se controlar pelas características dos cursos e dos estudantes não foi detectado efeito significativo que diferencie os dois grupos. Esse resultado vem a se somar às diversas evidências empíricas para instituições isoladas ou grupos de instituições que não encontraram maiores taxas de evasão para estudantes-alvo de políticas de ações afirmativas (Benatti, 2017; Bezerra; Gurgel, 2011; Cespedes *et al.*, 2021; Cicalò, 2008; Corbari, 2018; Costa, 2015; Gabriel, 2013; Machado, 2013; Mendes Junior, 2014; Silva; Pacheco, 2013).

Um resultado que se destaca é o efeito do sexo na probabilidade de conclusão. Mulheres têm probabilidade mais de 50% superior de concluir seus cursos do que homens, efeito significativo a 1% em todos os recortes amostrais. Esse resultado está em concordância com o que foi observado em pesquisas anteriores: utilizando microdados do Enade e modelos logísticos, Knop e Collares (2019) mostraram que mulheres se graduam em maiores proporções que os homens, controlados fatores como raça, idade, área de conhecimento do curso, renda familiar e escolaridade do pai. Uma possível explicação sugerida na literatura para esse fenômeno é que grupos discriminados no mercado de trabalho recorrem à educação formal como uma maneira de sinalizar suas habilidades (Lang; Manove, 2011; Nielsson e Steingrimsdottir, 2018). Isso ocorreria em razão da dificuldade dos empregadores em avaliar adequadamente a produtividade desses grupos devido à sua menor presença em cargos de nível superior. Dessa maneira, as mulheres tendem a conferir maior importância que os homens à educação formal como uma ferramenta para sinalizar sua habilidade, investindo mais em formação (Nielsson; Steingrimsdottir, 2018).

Já os efeitos para a conclusão relativos à raça são inconclusivos. Enquanto, na amostra completa, pretos, pardos e amarelos são menos propensos a se formar do que brancos e indígenas, na amostra mais restrita (menores de 21 anos no momento de ingresso) somente indígenas são menos propensos à conclusão do que brancos. A ausência de informações sobre renda e estrutura familiar pode ser responsável por essas flutuações, supondo, por exemplo, que as raças preta e parda estejam inversamente correlacionadas com a renda. É possível prever, então, que indivíduos mais velhos nesses estratos da população sejam mais exigidos em seus lares, tanto no trabalho doméstico quanto na composição da renda familiar, dificultando a conclusão dos cursos. Além disso, na variável raça ocorre um problema de reportes, uma vez que, conforme mostra a Tabela 2, praticamente para a metade dos indivíduos não há informação ou declaração de raça.

Tudo o mais constante, a idade de ingresso reduz a probabilidade de desligamento do curso. Esse resultado está alinhado com o obtido por Gomes e Hirata (2022) e pode estar associado à maior maturidade do estudante no momento de escolha da carreira e à maior experiência de vida, que lhe permite lidar melhor com os desafios do cotidiano universitário. Contudo, a idade de ingresso também contribui negativamente para a probabilidade de conclusão, o que, conforme veremos por meio

dos resultados do modelo de Cox, é explicado pelo maior tempo que estudantes mais velhos no momento de ingresso levam para integralizar o curso.

Quanto maior o tempo mínimo requerido para a integralização do curso, menor a probabilidade de abandono: um ano adicional torna a chance de desligamento 20,8% menor (amostra completa), ao nível de significância de 1%. Além disso, eleva a probabilidade de conclusão em 2,9%. Esse resultado pode se dever ao fato de os controles incluídos recaírem sobre a área de conhecimento, mas não sobre o curso propriamente dito. Embora a duração de um curso universitário não esteja necessariamente associada ao seu prestígio, nota-se que as profissões ditas “imperiais” — Medicina, Direito e Engenharia — têm duração mais longa. Assim, é possível que essa variável esteja captando uma parte do efeito das profissões imperiais sobre a probabilidade de abandono e de conclusão do curso. Outra explicação possível para esse fato seria que, à medida que se amplia o tempo despendido pelo estudante na educação superior, aumenta seu investimento em termos de tempo e recursos. Isso cria uma motivação intrínseca para concluir o curso e, ao mesmo tempo, diminui o incentivo para abandoná-lo.

Estudantes de cursos tecnológicos têm uma probabilidade de desligamento mais de três vezes superior à de estudantes da Área Básica de Ingresso (ABI) ou de cursos sequenciais. Esse resultado condiz com o encontrado por Azevedo (2019), que comparou as taxas de evasão de todo o sistema nacional de educação superior brasileiro, encontrando maiores índices para os cursos tecnológicos, seguidos dos bacharelados e das licenciaturas. O menor prestígio ocupacional observado no mercado de trabalho para a formação de tecnólogo pode explicar tal diferença. Silva (2018) estimou, por meio de modelos de regressão linear, o efeito do tipo de formação superior sobre o prestígio e o *status* ocupacional do trabalhador. Para tanto, utilizou duas medidas de posição social no mercado de trabalho: o Índice Socioeconômico Internacional (ISEI) e o Índice Internacional de Prestígio das Ocupações (SIOPS). Os resultados revelaram uma estratificação e hierarquização do sistema de educação superior de acordo com o grau de formação, figurando em primeiro lugar os graus tradicionais (isto é, bacharelados e licenciaturas) do sistema público, seguidos pelos graus tradicionais do sistema privado, pelo grau tecnológico público e pelo grau tecnológico privado.

Estudantes de cursos presenciais apresentam probabilidade substancialmente menor de desligamento que os de cursos da modalidade a distância. Estudar no período integral, por exemplo, reduz em 47,9% a propensão ao desligamento, relativamente à modalidade EAD. Esses resultados endossam as evidências encontradas na literatura, que apontam uma alta taxa de evasão na educação a distância, superior àquela observada em cursos presenciais (Azevedo, 2019; Bielchowsky, 2023).

Estudantes que receberam algum apoio social durante a graduação são menos propensos a se desligarem de seus cursos: as probabilidades de desligamento nesses casos são mais de 90% menores que as observadas para estudantes que não receberam esses benefícios. Esses resultados são condizentes com os de Saccaro, França e Jacinto

(2019), que empregaram modelos paramétricos para analisar a sobrevivência de estudantes das áreas de Ciências, Matemática e Computação e de Engenharia, Produção e Construção da educação superior presencial brasileira. Os referidos autores verificaram que a maioria dos programas de apoio contribui para reduzir a evasão. Esse resultado reflete a importância das políticas de assistência estudantil, que nas Ifes são organizadas por meio do Programa Nacional de Assistência Estudantil (PNAES). Essas políticas permitem reduzir barreiras socioeconômicas dentro das instituições, assegurando a permanência dos estudantes em situação de vulnerabilidade socioeconômica. Contudo, os estudantes beneficiários dessas políticas também se mostraram menos propensos a concluir seus cursos até o ano de 2019, relativamente aos não beneficiários. Os resultados para o efeito do recebimento de bolsas de estudo têm a mesma direção, porém em menor magnitude.

Embora tenham se mostrado mais propensos a concluir a graduação dentro do período observado, os estudantes dos Institutos Federais de Educação, Ciência e Tecnologia (IFECT) têm chances mais de quatro vezes superiores de abandonarem seus cursos que os de Universidades Federais. Esse resultado pode estar associado ao baixo prestígio e ao reconhecimento que a educação técnico-profissionalizante tem no Brasil. De acordo com Schwartzman (2005), a educação profissional e tecnológica tende a ser vista, tanto por estudantes quanto por professores, como a aceitação de uma opção menor, sem condições de proporcionar as credenciais educacionais mais apreciadas.

Relativamente à área interdisciplinar, as demais áreas do conhecimento apresentam menor probabilidade de desligamento, com destaque para as áreas de Engenharia, Produção e Construção e Ciências Sociais, Negócios e Direito, que revelam os menores riscos relativos nesse quesito. Essas áreas compreendem os cursos de Engenharia e Direito, profissões de maior prestígio e *status* social, às quais estão associados maiores retornos econômicos no mercado de trabalho, conforme mostram Neri (2005), Reis e Machado (2016) e Ribeiro e Schlegel (2015).

Para explorar o efeito de ser cotista no tempo de integralização do curso, estimou-se o modelo de Cox, cujos resultados (as razões de risco) são reportados na Tabela 4.

Tabela 4 — Razões de risco das regressões de Cox para o tempo de conclusão do curso

	Amostra completa	Menores de 25 anos	Menores de 21 anos
Cotista	0,988	1,022 *	1,038 ***
Feminino	1,253 ***	1,252 ***	1,244 ***
Raça (ref.: branca)			
não declarado	0,926 ***	0,940 ***	0,958 ***
preta	0,923 ***	0,934 ***	0,947 **
parda	0,966 ***	0,983	0,990
amarela	0,900 ***	0,921 **	0,937
indígena	1,024	0,923	0,861
sem informação	1,000	0,989	1,020
Idade	0,984 ***	0,971 ***	0,936 ***
Duração do curso	0,778 ***	0,781 ***	0,769 ***
Grau (ref.: ABl/sequencial)			
bacharelado	1,817 ***	1,787 ***	1,742 ***
licenciatura	1,382 ***	1,344 ***	1,262 ***
tecnológico	2,997 ***	2,923 ***	2,857 ***
Turno (ref.: EAD)			
matutino	0,874 ***	1,178 ***	1,327 ***
vespertino	0,891 ***	1,161 ***	1,327 ***
noturno	0,755 ***	1,021	1,169 ***
integral	0,928 ***	1,225 ***	1,372 ***
Apoio social	0,255 ***	0,263 ***	0,275 ***
Bolsa	0,480 ***	0,462 ***	0,455 ***
Ensino médio em escola pública	1,035 ***	1,029 ***	1,037 ***
IFECT	1,344	1,165	1,175
Área (ref.: ABl/formação interdisciplinar)			
Educação	1,168	1,008	1,116
Humanidades e Artes	0,757 ***	0,666 ***	0,705 **
Ciências Sociais, Negócios e Direito	0,907	0,797 *	0,860
Ciências, Matemática e Computação	0,719 ***	0,640 ***	0,713 **
Engenharia, Produção e Construção	0,638 ***	0,557 ***	0,587 ***
Agricultura e Veterinária	0,731 ***	0,626 ***	0,668 ***
Saúde e Bem-estar Social	0,930	0,804 *	0,874
Serviços	0,988	0,822	0,878
Nacionalidade (ref.: brasileira)			
nascido no exterior ou naturalizado	1,053	1,110 *	1,118
estrangeira	1,325 ***	1,348 ***	1,416 ***
Vestibular	0,898 ***	0,925 ***	0,900 ***
Controle para UF de nascimento	sim	sim	sim
Controle para Ifes	sim	sim	sim
Observações	125.520	98.291	73.489
LR $\chi^2(156)$	39.152,54 ***	30.982,58 ***	23.313,03 ***

Nota: p-value: * < 0,10, ** < 0,05, *** < 0,01.

Fonte: elaboração própria.

Os estudantes que se desvincularam ou se transferiram durante o tempo de acompanhamento são desconsiderados nessa etapa da análise. Novamente são considerados três recortes amostrais: a chamada amostra “completa”; aquela formada pelos estudantes que, no momento de ingresso na educação superior, tinham menos de 25 anos; e aquela formada pelos ingressantes com menos de 21 anos.

Os resultados para a amostra completa, supondo constantes as demais variáveis, revelam que não há diferença no tempo levado para a conclusão do curso entre cotistas e não cotistas. Para aqueles que ingressaram nas Ifes com menos de 21 anos de idade, no entanto, o resultado é favorável aos cotistas, que apresentam um “risco”, em média, 3,8% maior de concluir o curso do que um estudante que ingressou por ampla concorrência, efeito este estatisticamente significativo ao nível de 1%. Para esses resultados ainda há pouca evidência empírica, dada a escassez de estudos longitudinais que comparem, por meio de modelos de sobrevivência, os tempos de integralização do curso de cotistas e não cotistas nas Ifes brasileiras.

Em relação às demais covariadas, observa-se que uma mulher tem risco, em média, 25,3% maior de concluir o curso que um homem. Esse efeito conserva sua magnitude e a significância estatística, ao nível de 1%, para todos os recortes amostrais. No que se refere à raça, observa-se que pretos e pardos têm, em média, um risco 7,7% e 3,4% menor de concluir o curso que brancos, respectivamente. Para os pretos, esse efeito se conserva nos outros recortes amostrais, embora perca intensidade; para os pardos, torna-se não significativo. Embora tenha sido adotada como controle uma *proxy* para a situação socioeconômica dos estudantes — a variável binária indicadora do recebimento de algum apoio social durante a graduação — é necessário reconhecer que ela é imperfeita. Desse modo, o menor risco de conclusão do curso para os negros pode estar associado à origem socioeconômica desses estudantes, que dispõem de menores recursos familiares para garantir sua permanência no curso superior.

Quanto mais velho o estudante, menor seu risco de conclusão do curso, o que endossa a hipótese de que a idade traz consigo maiores responsabilidades familiares. De um lado, esse fator pode pressionar o estudante a ingressar no mercado de trabalho; de outro, e particularmente para as mulheres, pode impor-lhes uma dupla jornada de trabalho. Em ambos os casos o estudante pode encontrar dificuldades para conciliar suas atribuições profissionais e familiares com os estudos, estendendo sua permanência no ensino superior.

A duração do curso naturalmente prolonga o tempo de permanência do estudante, impactando negativamente seu “risco” de conclusão. Um ano adicional reduz esse risco em 22,2%. Observa-se, no entanto, que o tempo mínimo requerido para a integralização do curso, para a amostra que inclui desistentes e trancados, é em média de apenas 4,2 anos (Tabela 1).

Os cursos tecnológicos são os que apresentam maior risco de conclusão, seguidos dos bacharelados e das licenciaturas. Já o efeito do turno do curso sobre o risco de conclusão apresenta resultados opostos, a depender do recorte amostral considerado.

Para a amostra completa, os cursos presenciais apresentam menor risco de conclusão, relativamente ao ensino a distância. Entretanto, ao considerar a coorte mais jovem de ingressantes, vê-se que estudar no período diurno (matutino, vespertino ou integral) eleva, em média, em mais de 30% o risco de conclusão, ao passo que estudar no período noturno incrementa esse risco em 16,9%, relativamente ao ensino a distância. É possível que essa diferença de resultados se deva à maior carga de responsabilidades familiares e profissionais que recai sobre os estudantes mais velhos, o que pode tornar o curso a distância de mais rápida conclusão, uma vez que este provê a flexibilidade necessária para conciliar os estudos com as demais responsabilidades.

O recebimento de apoio social durante a graduação é, dentre todas as covariadas do modelo, a que mais contribui para reduzir o risco de conclusão do curso. Conforme mencionado anteriormente, essa variável pode ser entendida como uma *proxy* da situação socioeconômica do estudante, pois, em geral, a baixa renda familiar é requisito para ser elegível a tais benefícios. Assim, vê-se que, quando o estudante se enquadra nessa situação, seu risco de conclusão do curso reduz-se entre 72,5% (ingressantes menores de 21 anos de idade) e 74,5% (amostra completa). Esse resultado sugere, ainda, que os benefícios concedidos a estudantes em situação de vulnerabilidade nas Ifes são insuficientes para neutralizar o efeito da origem socioeconômica sobre o tempo de permanência no ensino superior.

Embora o recebimento de bolsas de estudo — sob as modalidades de estágio, monitoria, extensão ou iniciação científica — não esteja condicionado ao valor da renda familiar, esta é comumente uma estratégia dos estudantes de baixa renda para assegurar sua permanência na educação superior. Assim, essa variável também pode ser uma *proxy* da situação socioeconômica do estudante, o que poderia ajudar a compreender seu efeito negativo sobre o risco de conclusão do curso, para todos os recortes amostrais considerados.

O estudante oriundo do ensino médio em escola pública tem risco 3,5% maior de conclusão do curso, em comparação ao proveniente de escola privada. Vale ressaltar que não foram encontradas diferenças significativas nas probabilidades de desligamento entre oriundos de escolas públicas e privadas e, somente na amostra intermediária, uma pequena diferença indicando que os estudantes que vieram do ensino médio público têm menores chances de conclusão (Tabela 2). A razão de risco, no entanto, é uma taxa que aproxima a probabilidade ao longo do tempo, indicando que, mesmo que as probabilidades de se formar sejam próximas ou distintas entre os grupos, os que vêm do ensino público tendem a concluir com mais agilidade. Esse resultado pode indicar que a necessidade de terminar o curso para ingressar no mercado de trabalho pode ser superior às dificuldades que esses estudantes encontram, no que diz respeito aos seus conhecimentos educacionais.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Desde que as primeiras experiências de ações afirmativas foram implementadas no Brasil, elas se tornaram objeto de estudos com a finalidade de avaliar o desempenho dos estudantes cotistas. Uma das motivações para essas análises é a preocupação com a possibilidade de esses estudantes não estarem preparados para frequentar instituições competitivas e de elevada exigência acadêmica, tendo um mau aproveitamento, e, em última instância, abandonando o curso — hipótese conhecida na literatura como da “incompatibilidade”. Apesar de haver um grande volume de estudos voltados para essa questão, poucos foram realizados de modo mais abrangente, analisando toda a rede federal de ensino superior brasileira.

Neste artigo, procurou-se dar uma contribuição ao entendimento da eficiência das políticas de ações afirmativas ao comparar estudantes cotistas e não cotistas quanto às probabilidades de desligamento e de diplomação e em relação ao tempo levado para a conclusão do curso. De maneira inédita, a coorte de ingressantes nas Instituições Federais de Ensino Superior no ano de 2013 (ano que marcou a primeira entrada em massa de estudantes cotistas após a implementação da “Lei de Cotas” em 2012), foi acompanhada até 2019. Por meio de uma regressão logística multinomial e do modelo de sobrevivência de Cox, não foram encontradas diferenças nas probabilidades de evasão, de conclusão e no tempo de integralização do curso entre cotistas e não cotistas, o que corrobora os resultados de estudos produzidos, até então, apenas para instituições isoladas, grupos de instituições ou áreas particulares de conhecimento.

Na presente análise, buscou-se considerar fatores de confundimento que pudessem enviesar os resultados. Contudo, devido à ausência de informações no CES, alguns desses fatores não puderam ser controlados, como a renda familiar do estudante. Em geral, estudantes provenientes de famílias de baixa renda — e esse é o caso daqueles beneficiados pela política de reserva de vagas — têm menores chances de concluir o curso (Knop; Collares, 2019). Dessa maneira, não ter incluído essa variável de controle nos modelos poderia ter levado à obtenção de resultados desfavoráveis para os cotistas — fato que, mesmo assim, não se observou. Com isso, em que pese essa limitação do trabalho, ela não invalida os resultados obtidos.

O campo para análises futuras é prolífico e compreende, de um lado, o cruzamento dos microdados do CES com os do Enade e do Enem, a fim de suprir a lacuna de variáveis supracitadas, e, de outro, o cruzamento com dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) — registro administrativo gerido pelo Ministério do Trabalho — a fim de se comparar o desempenho de estudantes cotistas e não cotistas no mercado de trabalho. Além disso, será preciso avaliar o impacto das modificações acrescentadas na “Lei de Cotas”, por ocasião de sua revisão, realizada no 2º semestre de 2023.

REFERÊNCIAS

ARAUJO, Antônia Amanda *et al.* Diferencial de desempenho dos estudantes cotistas no Exame Nacional de Desempenho de Estudantes: evidências sobre as instituições de ensino superior federais. **Revista Brasileira de Educação**, Rio de Janeiro, v. 25, 2020. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rbedu/a/sDcnBvg4kNMDsLnZZWMMX7R/#>. Acesso em: 18 mar. 2025.

AZEVEDO, Alexandre Ramos de. A evasão nos cursos de licenciatura. **Cadernos de Estudos e Pesquisas em Políticas Educacionais**, Brasília, v. 3, p. 34-34, 2019. Disponível em: <https://cadernosdeestudos.inep.gov.br/ojs3/index.php/cadernos/article/view/3995>. Acesso em: 13 mar. 2025.

BACKES, Ben. Do affirmative action bans lower minority college enrollment and attainment? Evidence from statewide bans. **The Journal of Human Resources**, Wisconsin, v. 47, n. 2, p. 435-455, 2012. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/23214396>. Acesso em: 13 mar. 2025.

BENATTI, Vania Pereira Morassutti. **Dificuldade de permanência na Universidade Estadual de Mato Grosso do Sul**: a realidade do estudante pobre e negro na unidade universitária de Dourados. 2017. Dissertação (Mestrado em Sociologia) - Programa de Pós-graduação em Sociologia, Faculdade de Ciências Humanas, Universidade Federal da Grande Dourados, Dourados, 2017. Disponível em: <https://repositorio.ufgd.edu.br/jspui/handle/prefix/1255>. Acesso em: 13 mar. 2025.

BEZERRA, Teresa Olinda Caminha; GURGEL, Claudio. A política pública de cotas em universidades, desempenho acadêmico e inclusão social. **Sustainable Business International Journal**, Rio de Janeiro, n. 09, p. 1-22, ago. 2011. Disponível em: <https://periodicos.uff.br/sbijournal/article/view/10187/7076>. Acesso em: 13 mar. 2025.

BIELCHOWSKY, Carlos (coord.). **Expansão da Educação Superior no Brasil**: análise das instituições privadas. São Paulo: SoU_Ciência, 2023. Disponível em: <https://repositorio.unifesp.br/handle/11600/64956>. Acesso em: 13 mar. 2025.

BOWEN, William Gordon; BOK, Derek. **The shape of the river**: long-term consequences of considering race in college and university admissions. New Jersey: Princeton University Press, 1998.

BRASIL. Lei n.º12.711, 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: http://portal.mec.gov.br/cotas/docs/lei_12711_29_08_2012.pdf. Acesso em: 21 jun. 2024.

BRASIL. Lei n. 13.409, de 28 de dezembro de 2016. Altera a Lei n. 12.711, de 29 de agosto de 2012, para dispor sobre a reserva de vagas para pessoas com deficiência nos cursos técnico de nível médio e superior das instituições federais de ensino. **Diário Oficial da União**, Brasília, 29 dez. 2016. Disponível em:

https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2016/lei/l13409.htm. Acesso em: 21 jun. 2024.

CARVALHO, Márcia de; WALTENBERG, Fábio Domingues. Ações afirmativas em cursos de graduação no Brasil aumentam a diversidade dos concluintes sem comprometer o desempenho? **Sinais Sociais**, Rio de Janeiro, v. 20, p. 36-77, 2012.

CESPEDES, Juliana Garcia *et al.*, Avaliação de impacto do Programa de Permanência Estudantil da Universidade Federal de São Paulo. **Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação**, Rio de Janeiro, v. 29, p. 1067-1091, 2021. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ensaio/a/Jbgmjrb7dTJKdFKGHvVPWNC/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 13 mar. 2025.

CHILDS, Porsha; STROMQUIST, Nelly P. Academic and diversity consequences of affirmative action in Brazil. **Compare: A Journal of Comparative and International Education**, London, v. 45, n. 5, p. 792-813, 2014. Disponível em: <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/03057925.2014.907030>. Acesso em: 13 mar. 2025.

CICALÒ, Giuseppe Andrea. What do we know about quotas? Data and considerations about the implementation of the quota system in the State University of Rio de Janeiro (UERJ). **Universitas Humanística**, Bogotá, n. 65, p. 261-278, 2008. Disponível em: <http://www.scielo.org.co/pdf/unih/n65/n65a12.pdf>. Acesso em: 13 mar. 2025.

CORBARI, Elza. **Avaliação do impacto da política de cotas na Unioeste**: quem de fato foi incluído? 2018. Dissertação (Mestrado em Ciências Sociais) - Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Toledo, 2018. Disponível em: <https://tede.unioeste.br/handle/tede/3839>. Acesso em: 13 mar. 2025.

CORDEIRO, Maria José de Jesus Alves. **Negros e indígenas cotistas da Universidade Estadual de Mato Grosso do Sul**: desempenho acadêmico do ingresso à conclusão de curso. 2008. Tese (Doutorado em Educação) - Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, São Paulo, 2008. Disponível em: <https://tede.pucsp.br/handle/handle/10055>. Acesso em: 13 mar. 2025.

COSTA, Jacqueline da Silva. **Cor e ensino superior**: trajetórias e experiências de estudantes cotistas da Universidade do Estado de Mato Grosso. 2015. Tese (Doutorado em Sociologia) - Programa de Pós-graduação em Sociologia, Universidade Federal de São Carlos, São Carlos, 2015.

GABRIEL, Mariana. **Perfil dos egressos do curso de odontologia da Universidade Estadual de Londrina**. 2013. Dissertação (Mestrado em Odontologia) - Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2013.

GOMES, Matheus; HIRATA, Guilherme. Determinantes da evasão no ensino superior: uma abordagem de riscos competitivos. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 52, n. 3, dez. 2022. Disponível em: https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/13040/1/PPE_v52_n3_artigo1_determinantes_da_evasao.pdf. Acesso em: 18 mar. 2025.

HINRICHS, Peter. The effects of affirmative action bans on college enrollment, educational attainment, and the demographic composition of universities. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, MA, v. 94, n. 3, p. 712-722, 2012.

JENKINS, Laura Dudley; MOSES, Michele S. Affirmative action initiatives around the world. **International Higher Education**, Boston, n. 77, p. 5-6, 2014. Disponível em: <https://ejournals.bc.edu/index.php/ihe/article/view/5672/5065>. Acesso em: 13 mar. 2025.

KLEINBAUM, David G.; KLEIN, Mitchel. **Survival analysis: a self-learning text**. New York: Springer-Verlag, 1996.

KNOP, Márcia; COLLARES, Ana Cristina Murta. A influência da origem social na probabilidade de concluir os diferentes cursos de ensino superior. **Sociedade e Estado**, Brasília, DF, v. 34, n. 2, p. 351-380, 2019. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/se/a/YT6ZQs59wDvmjC9W8RWvdQF/>. Acesso em: 13 mar. 2025.

LANG, Kevin; MANOVE, Michael. Education and labor market discrimination. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 101, n. 4, p. 1467-1496, 2011. Disponível em: <https://sites.bu.edu/manove/files/2013/05/LangManoveEdDiscrim2011.pdf>. Acesso em: 13 mar. 2025.

LLOYD, Marion. A decade of affirmative action in Brazil: lessons for the global debate. In: TERANISHI, Robert T. *et al.*, (ed.). **Mitigating inequality: higher education research, policy, and practice in an era of massification and stratification**. Emerald Books, 2015. (Advances in Education in Diverse Communities: Research, Policy and Praxis, v. 11). p. 169-189.

MACHADO, Elielma Ayres. **Ação afirmativa, reserva de vagas e cotas na Universidade do Estado do Rio de Janeiro (2002-2012)**. Rio de Janeiro: Faculdade Latino-Americana de Ciências Sociais (Flacso), 2013. (Coleção Estudos Afirmativos, v. 2).

MENDES JUNIOR, Alvaro Alberto Ferreira. 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, 2014. Disponível em:

<https://www.scielo.br/j/ensaio/a/dLNVHQSf3zTQZT5QjNdmSsm/abstract/?lang=pt>.

Acesso em: 13 mar. 2025.

MENEZES FILHO, Naercio Aquino; OLIVEIRA, Alison Pablo. A contribuição da educação para a queda na desigualdade de renda per capita no Brasil. **Insper: Policy Papers**, São Paulo, v. 9, p. 1-29, 2014. Disponível em: <https://repositorio-api.insper.edu.br/server/api/core/bitstreams/47275061-6e7c-4ac6-b962-fd663dd255c6/content>.

Acesso em: 13 mar. 2025.

NERI, Marcelo (coord.). **O retorno da educação no mercado de trabalho**. São Paulo: [FGV Pesquisa], 2005. Disponível em:

<https://repositorio.fgv.br/server/api/core/bitstreams/60811dc0-98e1-4ab9-a014-bf3cc6ea9e38/content>.

Acesso em: 13 mar. 2025.

NIELSSON, Ulf; STEINGRIMSDOTTIR, Herdis. The signalling value of education across genders. **Empirical Economics**, Vienna, v. 54, n. 5, p. 1827-1854, 2018. Disponível em:

<https://link.springer.com/article/10.1007/s00181-017-1264-z>. Acesso em: 13 mar. 2025.

OTERO, Sebastián; BARAHONA, Nano; DOBBIN, Cauê. **Affirmative action in centralized college admission systems: evidence from Brazil**. USA: Unpublished manuscript, 2021. Disponível em:

https://economics.yale.edu/sites/default/files/jmp_affirmative_action_in_centralized_college_admission.pdf. Acesso em: 13 mar. 2025.

REIS, Maurício Cortez; MACHADO, Danielle Carusi. Uma análise dos rendimentos do trabalho entre indivíduos com ensino superior no Brasil. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 20, n. 4, p. 415-439, 2016. Disponível em:

<https://revistas.usp.br/ecoa/article/view/125144>. Acesso em: 13 mar. 2025.

RIBEIRO, Carlos Costa; SCHLEGEL, Rogerio. Estratificação horizontal da educação superior no Brasil (1960-2010). In: ARRETCHE, Marta (org.). **Trajetórias das desigualdades: como o Brasil mudou nos últimos cinquenta anos**. São Paulo: Ed. Unesp/CEM, 2015. p. 133-162.

SACCARO, Alice; FRANÇA, Marco Túlio Aniceto; JACINTO, Paulo de Andrade. Fatores associados à evasão no ensino superior brasileiro: um estudo de análise de sobrevivência para os cursos das áreas de Ciência, Matemática e Computação e de Engenharia, Produção e Construção em instituições públicas e privadas. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 49, n. 2, p. 337-373, 2019. Disponível em:

<https://www.scielo.br/j/ee/a/9YxHxWkk6Dzy35CpghmxXbPt/?lang=pt>. Acesso em: 13 mar. 2025.

SANDER, Richard H. A systemic analysis of affirmative action in American law schools. **Stanford Law Reviews**, Stanford, v. 57, p. 367, 2004. Disponível em: <https://www.stanfordlawreview.org/wp-content/uploads/sites/3/2010/01/Sander.pdf>. Acesso em: 13 mar. 2025.

SCHWARTZMAN, Simon. **A expansão do ensino superior, a sociedade do conhecimento, e a educação tecnológica**. Rio de Janeiro: Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade (IETS), 2005.

SENKEVICS, Adriano Souza; MELLO, Ursula Mattioli. O perfil discente das universidades federais mudou pós-Lei de Cotas? **Cadernos de Pesquisa**, São Paulo, v. 49, n. 172, p. 184-208, 2019. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/cp/a/KSvkm3DG3pPZYvpXxQc6PFh/>. Acesso em: 13 mar. 2025.

SILVA, Matheus Faleiros. **Transição do Ensino Superior para o mercado de trabalho: uma comparação entre bacharéis e tecnólogos no Brasil do século XXI**. 2018. Tese (Doutorado em Sociologia) - Programa de Pós-graduação em Sociologia da Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2018.

SILVA, Maria Nilza da; PACHECO, Jairo Queiroz. As cotas na Universidade Estadual de Londrina: balanço e perspectivas. In: SANTOS, Jocélio Teles dos (org.). **O impacto das cotas nas universidades brasileiras (2004-2012)**. Salvador: Centro de Estudos Afro-Orientais (CEAO), 2013. p. 67-104.

SOUSA, Letícia Pereira; PORTES, Écio Antônio. As propostas de políticas/ações afirmativas das universidades públicas e as políticas/ações de permanência nos ordenamentos legais. **Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos**, Brasília, DF, v. 92, n. 232, p. 516-541, 2011. Disponível em: <https://rbep.inep.gov.br/ojs3/index.php/rbep/article/view/3599>. Acesso em: 13 mar. 2025.

VALENTE, Rubia R.; BERRY, Brian J. L. Performance of students admitted through affirmative action in Brazil. **Latin American Research Review**, Cambridge, 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 mar. 2025.

VIDIGAL, Claudia Bueno Rocha. Racial and low-income quotas in Brazilian universities: impact on academic performance. **Journal of Economic Studies**, EUA, v. 45, n. 1, p. 156-176, 2018. Disponível em: <https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/jes-10-2016-0200/full/html>. Acesso em: 13 mar. 2025.

VIEIRA, Renato Schwambach; ARENDS-KUENNING, Mary. Affirmative action in Brazilian universities: effects on the enrollment of targeted groups. **Economics of Education Review**, Amsterdam, v. 73, p. 101931, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2019.101931>. Acesso em: 13 mar. 2025.

CONTRIBUIÇÕES DOS AUTORES

Danilo Braun Santos – Planejamento da pesquisa, tratamento da base de dados, preparação das rotinas computacionais, análise dos resultados e redação.

Daniela Verzola Vaz – Análise dos resultados, redação e revisão final do texto.

Maria Angélica Pedra Minhoto – Planejamento e supervisão da pesquisa, revisão final do texto.

DECLARAÇÃO DE CONFLITO DE INTERESSE

Os autores declaram que não há conflito de interesse com o artigo ANÁLISE DA POLÍTICA DE COTAS NAS INSTITUIÇÕES FEDERAIS DE ENSINO SUPERIOR.

Revisado por:
Emilene Lubianco de Sá
E-mail: emilenels@gmail.com