



UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA  
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE, ECONOMIA E  
GESTÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS – FACE  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA (PPGECO)  
MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA

ALEXANDRE MAGNO RODRIGUES

AVALIAÇÃO DE IMPACTO DE UM PROGRAMA DE AUXÍLIO  
FINANCEIRO A DISCENTES SOCIOECONOMICAMENTE VULNERÁVEIS EM  
UMA UNIVERSIDADE FEDERAL BRASILEIRA

BRASÍLIA, 2025

ALEXANDRE MAGNO RODRIGUES

**AVALIAÇÃO DE IMPACTO DE UM PROGRAMA DE AUXÍLIO  
FINANCEIRO A DISCENTES SOCIOECONOMICAMENTE VULNERÁVEIS  
EM UMA UNIVERSIDADE FEDERAL BRASILEIRA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia, da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas da Universidade de Brasília (Face/UnB), como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia, pelo Programa de Mestrado Profissional em Economia. Orientadora: Profa. Dra. Ana Carolina Pereira Zoghbi, Brasília

**BRASÍLIA-DF, 2025**

## **FICHA CATALOGRÁFICA**

**Espaço destinado a inserção da ficha catalográfica pela  
BCE**

A comissão examinadora, abaixo identificada, aprova a dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia, Mestrado Profissional e Economia, da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas da Universidade de Brasília (Face/UnB), como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

**Dr. Ana Carolina Pereira Zoghbi**

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas  
– FACE/UnB  
(Orientadora)

**Dr. Deborah Oliveira Martins Reis**

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas  
– FACE/UnB  
(Membro Interno)

**Dr. Rebeca Regina Regatier**

Ministério do Planejamento e Orçamento – Subsecretária de Revisão do Gasto Público  
(Membro Externo)

**Dr. Rafael Terra de Menezes**

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas  
– FACE/UnB  
(Suplente)

Brasília, 5 de setembro de 2025

## **Agradecimentos**

Agradeço à minha companheira e parceira de vida por todo o carinho, afeto e incentivo.

À minha filha, que veio ao mundo em meio ao curso do mestrado trazendo luz e ternura.

À minha mãe, por todo o apoio e cuidado em toda minha trajetória como estudante.

Agradeço à minha orientadora, Professora Ana Carolina, pela exímia competência técnica na orientação e dedicação à orientação durante todo o processo de pesquisa.

Agradeço aos membros da banca; aos professores do Mestrado Profissional em Economia; e aos coordenadores Professor Jorge Nogueira, que contribuiu fundamentalmente ao meu estudo de Economia da Educação, e à Professora Milene Takasago, que me apresentou à Professora Ana Carolina.

Agradeço à minha chefia imediata, Professora Maru, pelo incentivo constante à qualificação profissional e pela motivação dada.

Agradeço aos meus colegas de curso. Sem vocês, o percurso teria sido mais exaustivo.

Agradeço ao coordenador da Diretoria de Desenvolvimento Social (DDS), Luiz Cláudio Costa, pelo atendimento à solicitação aos dados usados nas análises, e a toda a estrutura administrativa da Universidade de Brasília.

# AVALIAÇÃO DE IMPACTO DE UM PROGRAMA DE AUXÍLIO FINANCEIRO A DISCENTES SOCIOECONOMICAMENTE VULNERÁVEIS EM UMA UNIVERSIDADE FEDERAL BRASILEIRA

## RESUMO

Avaliações de impacto têm sido frequentemente utilizadas pela moderna literatura de avaliação de políticas públicas. Esta pesquisa avalia se o Programa de Auxílio Socioeconômico (PASE), para discentes socioeconomicamente vulneráveis, apresenta efeito positivo em indicadores acadêmicos dos beneficiados. Para tal, foi empregado o desenho de regressão por descontinuidade (*regression discontinuity design* – RDD) no recorte temporal do ano de 2019. Os resultados indicam que o programa não gerou impacto positivo estatisticamente significativo sobre os indicadores acadêmicos do grupo tratado.

Palavras-chave: auxílio financeiro; avaliação de impacto; desempenho acadêmico; ensino superior, RDD.

## ABSTRACT

Impact evaluations have been frequently used in modern public policy evaluation literature. This study assesses whether the cash transfer program for socioeconomically vulnerable students (PASE) has a positive effect on the academic performance of beneficiaries. Regression Discontinuity Design (RDD) was used for the 2019 time period. The results indicate that the program did not have a statistically significant positive impact on the academic performance of the treated group.

Keywords: financial aid; impact evaluation; academic performance; higher education; RDD.

Classificação JEL: H52; C21; I21; I23.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Tabela: Programas (2011-2021).....	p.18
Tabela 2: Participantes do PASE (2011 a 2024).....	p.19
Tabela 3: Orçamento do Pnaes no orçamento geral da universidade.....	p.21
Tabela 4: Especificações para testes: dados ao lado do ponto de corte $c=0,600$ .....	p.31
Tabela 5: Tabela de parâmetros e valores.....	p.32
Tabela 6: Resultados do teste de manipulação da variável de corte ( <i>P-values of binomial tests</i> ).....	p. 32
Tabela 7: Especificações da estimação do RDD <i>sharp</i> .....	p.33
Tabela 8: Resultados da estimação.....	p. 34
Tabela 9: Especificações do RDD <i>sharp</i> com as sete covariáveis incluídas.....	p. 34
Tabela 10: Estimações para o RDD <i>sharp</i> com as sete covariáveis incluídas.....	p. 35
Tabela 11: Especificações do corte $c = 0,6$ .....	p. 36
Tabela 12: – Especificações do teste placebo RDD com $c=0.55$ .....	p. 38
Tabela 13: Resultados do RDD com $c=0.55$ .....	p. 38
Tabela 14: Teste placebo RDD com $c = 0.65$ .....	p. 39
Tabela 15: Resultados do teste placebo RDD com $c = 0.65$ .....	p. 40
Gráfico 1: Participantes do PASE (2011 a 2024).....	p. 20
Gráfico 2: McCrary: densidade do score em 0.6.....	p. 33
Gráfico 3: <i>Outcome</i> : IRA. <i>Running variable</i> : corte.....	p. 36

## LISTA DE ABREVIACÕES E SIGLAS

BB – Beca Bicentenario

CadÚnico – Cadastro Único

CCT – transferência de renda condicionada

CEU – Casa do Estudante Universitário

CGU – Controladoria-Geral da União

DAC – Decanato de Assuntos Comunitários

DDS – Diretoria de Desenvolvimento Social

DiD – diferenças em diferenças

EAD – ensino a distância

EFC – Expected Family Contribution

Enade – Exame Nacional de Desempenho de Estudantes

Fafsa – Free Application for Federal Student Aid

FeA – Familias en Acción

Fies – Fundo de Financiamento Estudantil

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IDH – índice de desenvolvimento humano

Ifes – instituições federais de ensino superior

IRA – índice de rendimento acadêmico

MQO – mínimos quadrados ordinários

NLSY – Cohort of the National Longitudinal Survey of Youth

OBR – Ohio Board of Regents

OCOG – Ohio College Opportunity Grant

PASe – Programa de Auxílio Socioeconômico

PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios

PNADC – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua

Pnaes – Programa Nacional de Assistência Estudantil

PPAES – Programa de Assistência Estudantil

Prouni – Programa Universidade Para Todos

PSM – *propensity score matching*

PSU – Prueba de Selección Universitaria

RDD – desenho de regressão por descontinuidade (*regression discontinuity design*)

SAE – Sistema de Assistência Estudantil



SIGAA – Sistema Integrado de Gestão de Atividades Acadêmicas

STF – Supremo Tribunal Federal

STI – Secretaria de Tecnologia da Informação

UnB – Universidade de Brasília

VCE – *variance-covariance estimation*

## **SUMÁRIO**

<b>1 INTRODUÇÃO .....</b>	<b>4</b>
<b>2 REVISÃO DA LITERATURA .....</b>	<b>5</b>
<b>3 DESENHO INSTITUCIONAL .....</b>	<b>16</b>
<b>4 METODOLOGIA E ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....</b>	<b>22</b>
<b>5 RESULTADOS .....</b>	<b>31</b>
<b>6 CONCLUSÃO.....</b>	<b>39</b>
<b>7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>43</b>

## 1 INTRODUÇÃO

Diversos fatores atuam na definição e no sucesso de uma política pública. Avaliar uma política pública é essencial para a aplicação racional e eficiente dos recursos e para a garantia de que os programas sociais gerem de fato os efeitos programados em sua fase de concepção.

A avaliação econômica de um programa social acontece em duas dimensões: a avaliação de impacto (que verificará a relação causal entre o programa e as variáveis de interesse) e a avaliação de retorno econômico. O cálculo do retorno econômico utiliza as medições realizadas pela avaliação de impacto para estabelecer se os benefícios gerados pelo programa superam os custos econômicos do programa; isto é, é racional do ponto de vista econômico a manutenção desse programa ou seria mais racional alocar os recursos em outro programa que apresenta melhores impactos ou menores custos? O presente trabalho limita-se à dimensão da avaliação de impacto.

As condições de desigualdade socioeconômicas impactam a trajetória acadêmica dos ingressantes no ensino superior; tais desigualdades integram a agenda de políticas públicas do governo federal. Visando melhorar as condições de permanência dos ingressantes nas instituições federais de ensino superior (Ifes) foi instituído o Programa Nacional de Assistência Estudantil (Pnaes), estruturado pelo Decreto nº 7.234/2010 e transformado em lei ordinária em 2024. Desde sua promulgação, houve expressivo aumento dos recursos direcionados à assistência estudantil: em 2008, as Ifes contavam com R\$ 178.100.000,00 para financiar a assistência estudantil; em 2010, com R\$ 320.200.000,00; em 2016, o valor chegou a R\$ 1.006.700.000,00. Entretanto, segundo relatório da Controladoria-Geral da União (CGU, 2017), apenas uma ínfima proporção de Ifes avaliam a aplicação dos recursos do Pnaes (três, até o ano de 2017).

O decreto do Pnaes tem como objetivos democratizar as condições de permanência dos jovens na educação superior das Ifes, minimizar os efeitos das desigualdades regionais e sociais de permanência e conclusão dos cursos, bem como reduzir as taxas de evasão e retenção e, com isso, contribuir para a inclusão social pela educação. Cabe às instituições federais de ensino superior a aplicação dos recursos do Pnaes para a implementação de ações e programas de assistência estudantil. Internamente, a Universidade de Brasília (UnB) dispõe de diversos auxílios estudantis, em sintonia com a missão de garantir que discentes de perfis socioeconômicos distintos logrem êxito

semelhante em suas trajetórias acadêmicas, sendo o Programa de Auxílio Socioeconômico (PASE) o mais relevante pela sua magnitude e extensão.

O presente estudo concentra-se em avaliar o impacto do recebimento de um programa específico (o Programa de Auxílio Socioeconômico) sobre o desempenho acadêmico dos beneficiários. Utiliza-se como *proxy* desse desempenho acadêmico o índice de rendimento acadêmico (IRA), não sendo consideradas participações em projetos de pesquisa, ações de extensão, publicações acadêmicas ou premiações. O recorte analisado é restrito à Universidade de Brasília, a uma amostragem para o ano de 2019, englobando discentes que se candidataram ao PASE, sendo estes contemplados ou não.

O trabalho está estruturado na seguinte forma. Além desta introdução, a segunda seção realiza uma revisão bibliográfica, em que se discutem publicações que versam sobre restrição de crédito, bem como recebimento de auxílios estudantis e seus impactos acadêmicos, sempre com enfoque quantitativo. A terceira seção apresenta o desenho institucional da assistência estudantil na Universidade de Brasília, com ênfase no programa avaliado. A quarta seção trata da metodologia, em que se discutem as abordagens metodológicas da avaliação de impacto, se apresenta a metodologia escolhida, o desenho de regressão por descontinuidade (*regression discontinuity design* – RDD), se justifica seu uso e se propõe um desenho de modelo. A quinta seção apresenta os resultados do modelo rodados no Stata, assim como os resultados dos testes de placebo. Por fim, é feita a conclusão, em que são apresentadas as reflexões finais.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Desde a Teoria do Capital Humano, é amplamente aceita a ideia pela maior parte dos economistas que a educação representa um fator decisivo para a economia, seja pelos efeitos positivos em ganhos privados, aumentando o nível de renda individual, seja pelos efeitos agregados, gerando ganhos de produtividade e crescimento econômico para as sociedades (Becker, 1975). Cenários de restrição de crédito influenciam as decisões individuais ou familiares entre investir em educação ou não, impactando não apenas o acesso e a permanência no ensino superior, mas também todo o ciclo escolar do indivíduo, existindo um *trade-off* entre o investimento em estudo e em outras atividades.

O impacto da restrição de crédito é analisado por Lochner e Monge-Naranjo (2012), que revisam pesquisas recentes sobre a relação entre investimento em capital humano e restrições de orçamentárias. Os autores recuperam o modelo canônico de

restrição exógena, cuja formulação inicial considera um modelo de dois períodos em que o indivíduo investiria em capital humano no tempo presente para atuar no mercado de trabalho no tempo futuro, contraindo uma dívida para o custeio dos estudos. Sem restrições exógenas, o investimento dependeria das habilidades (como qualidades cognitivas e habilidades intelectuais). Porém, com restrições exógenas, depende também da riqueza.

Derivado disso, de acordo com Becker (1967) e Cameron e Taber (2004), algumas previsões empíricas podem ser traçadas: indivíduos com mais restrições investiriam menos em educação; o investimento em educação aumentaria com a riqueza; os mais restringidos reagiriam mais a aumentos de custos diretos (custos educacionais) do que a custos de oportunidade (salários perdidos); e o retorno marginal da educação seria maior para os mais restringidos.

Economistas têm examinado as disparidades educacionais dos indivíduos a partir de elementos como renda familiar, educação parental, raça e impacto das restrições orçamentárias sobre a decisão de investimento educacional. A renda familiar assumiu um papel muito mais importante nas últimas décadas, conforme estudos comparativos entre os dados do Cohort of the National Longitudinal Survey of Youth de 1979 (NLSY79), com dados no NLSY97. Cameron e Heckman (1998; 1999) e Carneiro e Heckman (2002), utilizando a base de NLSY79, concluem que a renda familiar possuía um efeito pequeno sobre as taxas de matrícula de jovens.

Belley e Lochner (2007), em estudo que compara a NLY79 e a NLYP97, concluem que, nas décadas de 1990 e 2000, o papel da renda familiar é muito mais determinante sobre as taxas de matrícula, sobre a decisão de trabalhar durante os estudos, na permanência no curso para além do previsto, e sobre a duração do curso a ser escolhido (se de dois ou quatro anos). Segundo os autores, jovens oriundos de famílias de alta renda são 16 pontos percentuais (p.p.) mais propensos a matricularem-se na universidade quando comparados a jovens similares oriundos de famílias de baixa renda. Os estudantes de baixa ainda trabalharam mais durante o estudo.

Lochner e Monge-Naranjo (2012) analisam ainda as perspectivas macroeconômicas sobre os impactos da restrição de crédito sobre a educação. Pais com menos recursos não conseguem investir adequadamente na educação dos filhos (Becker e Tomes, 1979; Loury, 1981), e a falta de crédito intergeracional atua na manutenção de desigualdades (Galor e Zeira, 1993; Restuccia e Urrutia, 2004). Interessante que, apesar de toda a revisão da literatura sobre o ensino superior, os autores trazem evidências

empíricas de que investimentos na primeira infância, sobre a educação infantil, seriam mais eficazes que subsídios ao ensino superior, pois a renda familiar possui maior impacto sobre o desenvolvimento escolar na infância do que na adolescência (Caucutt e Lochner, 2011) e investimentos precoces oferecem maior retorno, especialmente para crianças mais pobres (Cunha *et al.*, 2006; Karoly *et al.*, 1998).

No contexto norte-americano, em que o ensino superior deve ser pago pelos estudantes, diversos programas de auxílio surgem diante da necessidade de custear os estudos daqueles que não podem pagar diretamente pela educação. Programas de auxílio financeiro têm sido largamente estudados por economistas em seus efeitos de impactos em variáveis de interesse como desempenho acadêmico, taxas de matrícula e evasão e influência sobre a renda futura. Bancos de dados administrativos são fontes frequentemente usadas por pesquisadores, como perceberemos nos estudos de Bettinger (2002; 2015; 2019), para a avaliação de programas de auxílio financeiro.

Ao avaliar se programas de auxílio financeiro – em especial, o Pell Grant – afetam a persistência estudantil (*stop-out behavior*) de alunos universitários nos EUA, Bettinger (2002) conclui que variações instrumentais na bolsa não afetam significativamente a evasão. Estudos similares (Singell, 2001; Wetzel *et al.*, 1999) também mostram o impacto positivo da ajuda sobre retenção. Comparações com Kane (1999) e Seftor e Turner (2001) reforçam que bolsas não afetam tanto a matrícula inicial, mas sim a persistência subsequente.

Em seu estudo, o autor utiliza uma base de dados administrativos da Ohio Board of Regents (OBR) para instituições públicas de Ohio, com dados sobre matrícula, desempenho acadêmico e histórico escolar, do Fafsa<sup>1</sup> (detalhes financeiros), bem como de transferências e evasão, abrangendo estudantes ingressantes em 1999 acompanhados até 2000. A utilização de dados administrativos confiáveis é importante para a coerência da pesquisa. No caso, a base foi escolhida pela precisão e granularidade das informações sobre ajuda financeira e retenção acadêmica. Metodologicamente, o estudo organiza um painel para identificar as variações exógenas nas bolsas (mudanças no número de filhos,

---

<sup>1</sup> Free Application for Federal Student Aid (Formulário Gratuito para Auxílio Estudantil Federal nos Estados Unidos). É o principal formulário que estudantes devem preencher para solicitar ajuda financeira do governo federal americano. Com ele, é possível ter acesso a: bolsas (como o Pell Grant); e empréstimos estudantis, estaduais ou institucionais, como o Cal Grant na Califórnia. O estudante deve preencher anualmente (e, se for dependente, seus responsáveis), informando dados financeiros, número de pessoas na família, renda, bens, entre outros exemplos. Com base nesse cadastro, o governo calcula o Expected Family Contribution (EFC); ou seja, quanto a família pode contribuir.

na faculdade e na fórmula do Pell Grant) e executa o desenho de regressão por descontinuidade, explorando os critérios de descontinuidade nos critérios de elegibilidade (renda e tamanho das famílias). A análise do RDD mostrou efeitos inconsistentes na evasão e apresentou resultados não robustos em todas as abordagens.

Há, ainda, evidências de efeitos adversos na percepção dos auxílios, como a relação positiva entre receber a bolsa e aumentar o tempo de permanência no curso, notada para os alunos de cursos de quatro anos, e efeitos inconsistentes na evasão sobre o recebimento do auxílio. Estudos similares (Singell 2001; Wetzel *et al.* 1999) mostram impacto positivo da ajuda sobre retenção. Comparações com Kane (1999) e Seftor e Turner (2001) reforçam que bolsas não afetam tanto a matrícula inicial, mas sim a persistência subsequente, reforçando a ideia de que efeitos comportamentais adversos podem surgir na recepção dos auxílios.

Objetivando estimar os efeitos do Ohio College Opportunity Grant (OCOG), programa estadual de auxílio financeiro baseado em necessidade, sobre a persistência universitária no primeiro ano do curso, Bettinger (2015) analisa os microdados administrativos do OBR. A base é composta por dados de 86.000 estudantes que entraram em universidades públicas de Ohio em 2005 ou 2006, com informações do socioeconômicas do Fafsa e dados administrativos, de matrícula, de transferência, de carga horária e GPA. Observou que mudança abrupta de política em 2006 gerou variação exógena nos pacotes de ajuda financeira. A técnica econométrica usada é a diferenças em diferenças (DiD) entre coortes de estudantes antes e depois da implementação do OCOG. Estudantes foram classificados como “ganhadores”, “perdedores” ou “*status quo*” com base no valor da ajuda que teriam recebido sob os diferentes regimes (OIG, usado em 2005, e OCOG, adotado em 2006). A estratégia empírica aproveita semelhanças financeiras e geográficas entre grupos para estabelecer a comparação.

Os resultados apontam que estudantes que receberam mais ajuda sob o OCOG tiveram queda de 2 p.p. nas taxas de evasão após o 1º ano, além de apresentarem maior probabilidade de frequentar campus de quatro anos e exibirem GPA mais alto. Estudantes classificados como “perdedores” apresentaram redução de US\$ 550,00 em ajuda estadual e maior evasão. Importante perceber que os efeitos variam conforme a magnitude da ajuda recebida/perdida. A avaliação do programa feita por Bettinger (2015) supera os resultados encontrados em avaliações de programas similares por Castleman e Long (2013) (4,3 p.p. em persistência na Flórida) e aproxima-se dos de Goldrick-Rab *et al.* (2013) (3,5 p.p. em Wisconsin). Entretanto, o estudo apresenta limitações à possíveis extrapolações

interpretativas, é restrito no recorte temporal, houve mudança abrupta da política em 2006, e utilizou apenas registros das instituições públicas de Ohio.

Bettinger *et al.* (2019) concentraram-se em avaliar os efeitos a longo prazo do programa Cal Grant; para tal, utilizam dados administrativos do estado da Califórnia, vinculando informações educacionais, financeiras e trabalhistas de estudantes elegíveis ao programa. A amostra usada contempla dados de milhares de estudantes que concluíram o ensino médio entre 2000 e 2002, sendo esse grupo acompanhado até pelo menos o ano de 2016. A ideia era medir os impactos educacionais e laborais até mais de uma década após o ensino médio. O RDD foi feito explorando o ponto de corte da nota do GPA exigida para a elegibilidade ao programa, comparando estudantes ao redor desse ponto de corte por considerá-los similares em todas as características, sendo a única distinção entre eles o fato de uns participarem do programa e outros, não. Os autores aplicam vários testes placebo e de robustez e confirmam a estabilidade dos resultados.

Concluem que o Cal Grant tem efeitos positivos e persistentes, ao elevar a taxa de matrícula universitária, a probabilidade de concluírem a graduação e o aumento da renda futura, com especial destaque aos estudantes com menor renda, nos quais os impactos do programa foram ainda maiores. Quando comparado com outros programas estaduais, como o Pell Grant, apresenta evidências de que subsídios generosos e direcionados (no caso, aos circunscritos ao estado da Califórnia com GPA alto) podem ter efeitos mais duradouros, inclusive sobre indicadores não educacionais como moradia própria, maior mobilidade geográfica e maior estabilidade financeira (com menos necessidade de empréstimos estudantis) entre os beneficiários.

Trazendo a discussão para a América Latina, David Card e Alex Solis (2022), em estudo sobre o caso chileno, encontram evidência direta do papel de restrições de crédito sobre a continuidade na educação superior. O artigo mostra que empréstimos têm impacto elevado na persistência, especialmente entre alunos mais pobres. Para estimar os efeitos da elegibilidade a empréstimos estudantis sobre a persistência universitária e a conclusão de curso entre estudantes *retakers* (aqueles que refazem o teste nacional de admissão no Chile), usam dados administrativos do Chile, a saber: registros da Prueba de Selección Universitaria (PSU); histórico de matrícula e conclusão em todas as instituições de ensino superior do país; formulários socioeconômicos; classificação por quintil de renda familiar (em virtude da amostra ser muito heterogênea); e microdados dos graduados até 2018. A estratégia empírica abrange coortes de 2007 a 2013, com acompanhamento por até 11 anos. Um RDD aplicado à regra de corte de 475 pontos na PSU para elegibilidade a



empréstimos que cobrem até 85% da mensalidade e essas comparações entre *retakers* marginalmente elegíveis e inelegíveis permitem uma inferência causal robusta, ao evitar viés de seleção prévia. A elegibilidade ao empréstimo aumenta a taxa de persistência universitária no segundo ano em 21 p.p., e o impacto na obtenção do bacharelado é de 12 p.p. Os resultados são robustos e superiores aos achados em programas de subsídio (Denning, 2019). Houve, ainda, uma redução nas transferências para cursos técnicos entre os elegíveis ao empréstimo. Interessante notar que os efeitos do programa de bolsas Beca Bicentenario (BB) sobre persistência foram nulos, mostrando que, uma vez que há acesso ao crédito, mudar de empréstimo para bolsa não altera o comportamento dos alunos.

Frequentemente, programas de renda condicionada produzem externalidades positivas sobre indicadores não diretamente associados ao desenho do programa. Ao avaliar os efeitos de longo prazo do Familias en Acción (FeA), Attanasio *et al.* (2021) estimam o impacto em áreas urbanas sobre indicadores de criminalidade, gravidez adolescente, evasão do ensino médio e ingresso no ensino superior. Foram utilizados dados administrativos de várias fontes (como registros da polícia, de 2002 a 2015, registros de nascimento, de 2007 a 2016, estatísticas educacionais de matrícula escolar e ingresso no curso superior, de 2002 a 2017), restritas às famílias da cidade de Medellín, com crianças com idade entre 7 e 17 anos.

Com recorte bem delimitado da amostra a ser estudada, utilizando cinco bases estatísticas vinculadas, sobre as quais os pesquisadores aplicam a técnica do RDD com design *fuzzy* baseada na nota de corte ( $c \leq 11$ ); para estimativas robustas, aplicou-se o estimador não paramétrico com correção de viés (Calonico *et al.*, 2019), além da extensa verificação das hipóteses de identificação: testes de descontinuidade; placebo (*cutoffs* alternativos); balanceamento de covariadas; e manipulação de *score*. Os autores constaram redução na taxa de prisões em 2,7 p.p. para homens e redução de gravidez adolescente em 2,3 p.p. para mulheres. Quanto aos impactos sobre indicadores educacionais, houve diminuição de evasão escolar em 5,8 p.p. para ambos os sexos. Para homens, aumento de 1,7 p.p. na matrícula no ensino superior.

Programas de transferência de renda condicionada (CCT) apresentam grande heterogeneidade em seus desenhos e seus efeitos indicadores educacionais, como matrícula, frequência e evasão escolar. Buscando comparar programas de 15 países em desenvolvimento, Saavedra e García (2012) fazem uma meta-análise utilizando 42 estudos, que empregam modelos de efeitos aleatórios e mistos para combinar

estatisticamente o tamanho dos efeitos reportados nos estudos. Os autores encontram efeitos positivos e significativos: Média de aumento de 5 p.p. em matrícula no primário (a partir de 84%) e +6 p.p. no secundário (de base próxima a 60%). Para frequência, efeito médio de acréscimo de 3% no primário e 12% no secundário. Evasão reduzida com maior magnitude no secundário. Programas como o CESSP (Cambodja) e Oportunidades (México) registram impactos destacados. Há evidências de que programas que ordenam pagamentos com menor frequência (bimestral/trimestral) e impõem condicionalidades acadêmicas (como não reprovar) obtêm efeitos maiores, assim como transferências mais generosas estão associadas a impactos superiores. CCTs com componentes de infraestrutura educacional também têm maior efetividade, especialmente nos anos iniciais de educação. Os resultados encontrados corroboram efeitos positivos relatados pela literatura sobre Progres/Oportunidades (México), Bolsa Família (Brasil) e programas dos EUA.

Em estudo anterior, Glewwe e Kassouf (2012), ao estimar o impacto do Bolsa Família e do Bolsa Escola sobre os indicadores educacionais de matrícula e aprovação escolar entre alunos de ensino fundamental público chegam a conclusões que também apontam o efeito positivo dos programas de CCT; destacam os autores que efeitos similares foram observados também em Nicaragua e Honduras. Contrariamente às expectativas de grandes ganhos vinculados aos CCT, em recente estudo, Gabriel Cepaluni e Amanda Driscoll (2025) apontam que, apesar da cobertura ser larga, os ganhos são modestos.

Comparando irmãos tratados e não tratados (em uma mesma casa) no Cadastro Único (CadÚnico) de 79,7 milhões de registros individuais, em um quase-experimento, o estudo de Gabriel Cepaluni e Amanda Driscoll (2025) permite observar efeitos causais intrafamiliares e heterogeneidade regional e de gênero. Crianças tratadas apresentam maior escolaridade que seus irmãos não tratados; a diferença é positiva, estatisticamente relevante, mas substantivamente pequena. Interessante observar que irmãs apresentam maior desempenho em regiões mais ricas, enquanto irmãos se beneficiam mais em regiões mais pobres em que a presença de bens públicos locais melhora a eficácia do programa, trazendo evidências de que o aspecto regional e ambiental influencia nas variáveis de interesse do programa.

Dados do Exame Nacional de Desempenho de Estudantes (Enade) foram usados para avaliar efeitos do Programa Universidade Para Todos (Prouni) no desempenho acadêmico e no tempo de graduação de estudantes de baixa renda no ensino superior

brasileiro em Andrea Lépine (2019). A nota de conhecimento geral foi usada como *proxy* de desempenho prévio em um recorte temporal entre 2004 e 2010, com foco no ano de 2009, englobando cursos de Administração, Direito e Contabilidade. Importante destacar que a base permite comparar desempenho entre estudantes do início e do final do curso, o que viabiliza o uso da *proxy*. O estudo é feito pelo *propensity score matching* (PSM), com o objetivo de construir um grupo contrafactual com estudantes de características observáveis semelhantes, o que permite corrigir viés de seleção, dado que os bolsistas do Prouni têm características distintas (baixa renda e desempenho acadêmico). Conclui que os bolsistas Prouni têm desempenho significativamente superior nas provas e atingem o último ano do curso em menos tempo. Bolsistas integrais trabalham menos e estudam mais do que não bolsistas. Efeito semelhante não é observado em bolsistas parciais. Os resultados são robustos a diferentes especificações e não explicados pela qualidade da instituição. Mostra também que há menor evasão entre bolsistas, embora cerca de 11% a 14% percam a bolsa antes da conclusão do curso. O Enade sugere que o desempenho específico aumenta ao longo do curso, enquanto o geral se mantém estável, validando seu uso como *proxy* de desempenho anterior.

O estudo está alinhado às evidências encontradas por Castleman e Long (2016), Denning (2018) e Scott-Clayton (2011), que também identificaram efeitos positivos de ajuda financeira sobre desempenho e tempo de graduação, reforçando a relevância da ajuda estudantil especialmente em países em desenvolvimento.

O recebimento de repasses financeiros por estudantes brasileiros socioeconomicamente vulneráveis matriculados em Ifes sobre o desempenho acadêmico foi avaliada por Machado, Oliveira e Freitas (2020). A análise é feita para o ano de 2015, escolhido por viabilizar a integração das bases de dados, compostas pela conciliação de dois conjuntos independentes de informações: dados socioeconômicos dos discentes e desempenho acadêmico medido pelo coeficiente de rendimento, tomado como *proxy* do desempenho. Ao avaliar-se o impacto dos benefícios do Pnaes, utilizou-se o PSM, para tentar controlar o viés de seleção entre os grupos tratados e não tratados, dada a impossibilidade de randomização direta para estimar o impacto dos benefícios (moradia, transporte, alimentação e auxílio financeiro). Constatam que o recebimento dos benefícios teve impacto positivo e estatisticamente significativo sobre o desempenho acadêmico dos discentes, o que reforça a hipótese de que a assistência estudantil contribui para permanência e rendimento, mitigando efeitos da vulnerabilidade. Os resultados estão em sintonia com outros estudos brasileiros, como o de Saccaro *et al.* (2016), que

observaram menor evasão entre beneficiários do Pnaes. Uma limitação importante é que a base de dados foi restrita a um ano e a uma instituição específica, o que afeta a generalização dos resultados.

Em razão das peculiaridades brasileiras, vários estudos tomam por necessário trazer um recorte de raça: as políticas de ação afirmativa, unificadas e expandidas pelas universidades públicas a partir da decisão do Supremo Tribunal Federal (STF) em 2012 e tornadas lei em 2013, buscam modificar a composição da universidade brasileira. Os achados brasileiros estão alinhados a evidências internacionais. Desde a publicação do seminal *Relatório Coleman* (1966), é sabido que, além dos fatores familiares pregressos que explicam as desigualdades educacionais, há também a persistência ao longo do tempo da diferença de notas entre indivíduos de raças distintas, o que contribui para a tendência a aumentar a discrepância educacional ao longo das trajetórias escolares. Júlia Walter e Thomas Kang (2023) mostram como brancos sempre estiveram à frente em termos de escolaridade, a partir da média histórica, de 1925 a 2015, de anos de estudo entre brancos, pretos e pardos, o que traz consequências em indicadores econômicos e sociais como renda, emprego, saúde e encarceramento.

Em estudo pioneiro, Fancis e Tannuri-Pianto (2012) avaliam o impacto da política de cotas sobre a composição da população universitária na UnB (na qual a política de cotas entrou em vigor em 2008) e mostram um aumento expressivo de negros na UnB, de 5,6% para 9%. Olhando para o quantitativo total de estudantes matriculados no ensino superior público, entre 2010 e 2015 (pós implementação total da lei), Mello (2022) estima um aumento de 9,9 p.p. das matrículas de alunos de escola pública e 7,0 p.p. de matrículas de estudantes não brancos oriundos de escolas públicas.

O impacto das cotas no desempenho acadêmico de estudantes do ensino superior público federal foi analisado em Mugnaini Junior e Cunha (2022), tanto no curto como no longo prazo, a partir de dados do Enade 2017. Pelo emprego de PSM para construção de grupos comparáveis, seguido por DiD entre gerações (cotistas *versus* não cotistas; filhos de pais com *versus* sem ensino superior), os autores mensuraram o desempenho normalizado de alunos de diferentes perfis, inclusive cotistas, com segmentações por curso e nível educacional dos pais. Cotistas apresentaram desempenho superior na nota normalizada em relação aos não cotistas. Os resultados são consistentes com Petruccelli (2007), que observou avaliação positiva de cotistas em quatro universidades. No longo prazo, cotistas com pais sem ensino superior apresentaram desempenho sem diferença estatisticamente significativa em relação aos demais. Isso sugere que a política tem efeitos

limitados intergeracionalmente e que o capital cultural familiar segue sendo um fator importante, conforme evidências internacionais. Também foi observada variabilidade entre cursos.

Barbosa, Ferreira e Nunes (2023), usando microdados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 1982 a 2015, e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC), de 2016 a 2022, (ambas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE), constataam que a população branca tem mais anos de estudo do que pretos e pardos. Uma redução gradual da diferença é observada a partir da década de 1990, ganhando mais velocidade a partir dos anos 2000. Pardos têm em média menos anos de escolaridade que pretos. Para entender o quanto das desigualdades educacionais estariam associadas às características das famílias, das escolas ou da discriminação racial, utilizam regressões lineares (estimadas por mínimos quadrados ordinários – MQO). As diferenças entre brancos e negros estavam na média de dois anos de estudo ao longo das décadas de 1980 e 1990 e caíram desde os anos 2000, chegando a 0,5 anos de estudo em 2021.

Há uma tendência de convergência nas taxas de matrícula para o ensino básico entre brancos e negros no ensino fundamental e uma manutenção da diferença para o ensino médio. Quanto ao ensino superior, as diferenças raciais mantêm-se. Houve elevação da diferença racial entre as taxas de matrícula, apesar do aumento absoluto das matrículas de pretos e pardos no ensino superior, que, em termos relativos, crescem mais rapidamente. Em 2021, 30% dos brancos e 16% dos negros estavam no ensino superior; em 1982, 8% dos brancos e 2% dos negros. Comparando-se a evolução das matrículas no ensino superior entre jovens de 19 a 25 anos, condicional às características das famílias, negros possuíam em 1980 cerca de 2 p.p. menos chance de estarem matriculados no ensino superior do que brancos com características similares. Em 2006, a diferença estabiliza-se em cerca de 5 p.p. Há convergência em anos de estudo entre brancos e pretos, especialmente quando a amostra se restringe a jovens de 17 e 18 anos, mas a discrepância se mantém e cresce no ensino superior.

Saccaro, França e Jacinto (2018) analisam se alunos cotistas de cursos presenciais em universidades federais que receberam Bolsa Permanência do Pnaes evadiram menos entre 2009 e 2012. Utilizam dados do Censo da Educação Superior entre 2009 e 2012, restringindo a amostra a alunos cotistas ingressantes em 2009, base que permite avaliar a relação entre recebimento do benefício e evasão acadêmica pela utilização do PSM, comparando grupos similares em características observáveis, minimizando o viés de

seleção ao usar como grupo de controle cotistas não contemplados. Os resultados apontam que as chances de recebimento do benefício variam conforme características individuais e institucionais. Mulheres são o grupo que mais recebeu o benefício, mas sem impacto estatisticamente significativo na conclusão do curso. O apoio financeiro pode reduzir a necessidade de trabalho e melhorar com isso o engajamento universitário. Foram feitas três abordagens por DiD para testar a robustez dos resultados. Os dados indicam que estudantes contemplados com a Bolsa Permanência apresentaram menor taxa de evasão que os não contemplados, demonstrando o efeito positivo que a assistência financeira teve para o grupo tratado, avaliando que o Pnaes contribuiu efetivamente para a retenção de indivíduos em situação socioeconômica vulnerável. Os resultados convergem com estudos como Gross *et al.* (2007) e Bettinger *et al.* (2004) sobre efeitos positivos do apoio financeiro. Contudo, o estudo apresenta limitações pela restrição à amostra de cotistas ingressantes em 2009, de forma que seus resultados não oferecem base empírica para a ampliação do programa, especialmente em contextos de restrição orçamentária.

Jorge Ávila e Rafael Terra (2023), ao estimarem os efeitos do Fundo de Financiamento Estudantil (Fies) sobre matrícula e conclusão de cursos superiores, com foco na heterogeneidade dos impactos conforme as características de alunos e instituições, utilizaram uma base construída a partir da implementação de cotas regionais no Fies após 2015. Isso permitiu comparar regiões que receberam diferentes alocações de empréstimos. A análise explora microdados de matrícula, conclusão do curso, tipo de curso (diurno/noturno), tipo de instituição de ensino superior (sem fins lucrativos, com fins lucrativos) e perfil escolar dos alunos (oriundos de rede pública ou privada). O estudo considera como unidade analítica as microrregiões, com cerca de dez municípios, comparando aquelas com pesos diferentes na fórmula de alocação. Foram realizados testes de continuidade nas covariadas e simulações de robustez. O desenho de regressão por descontinuidade explora a alocação arbitrária e discreta de cotas regionais por faixas de índice de desenvolvimento humano (IDH), e a estimação incorpora efeitos até o sexto ano após admissão. Implementaram testes de robustez semelhantes aos usados em RDD tradicionais, com variações na largura de banda usadas como testes placebo. A escolha da abordagem é justificada por oferecer um “experimento natural” gerado pela política pública, permitindo identificação causal de efeitos dos empréstimos. Os resultados indicaram que cada empréstimo adicional leva a 0,43 estudantes matriculados e 0,17 graduados em até seis anos. Foram encontrados efeitos superiores aos de Solis

(2017) para o Chile (0,175) e Melguizo *et al.* (2016) para Colômbia (0,20). Os impactos estimados foram mais significativos entre estudantes de escolas públicas, cursos noturnos e em instituições sem fins lucrativos. Há ainda efeito negativo sobre matrícula em cursos de ensino a distância (EAD), que não eram elegíveis ao Fies no período. Enquanto instituições com fins lucrativos reduzem suas próprias bolsas quando há aumento dos empréstimos federais, as instituições sem fins lucrativos mantêm seus programas, indicando *crowding out* parcial. Graduados de escolas privadas (maior renda) não são afetados pelo programa. O desenho explorado evita problemas de autosseleção e viés de oferta. O estudo é pioneiro ao estimar efeitos extensivos de empréstimos sobre conclusão universitária no Brasil. As evidências encontradas reforçam o papel de restrições financeiras sobre matrícula e conclusão, assim como mostram que o comportamento das instituições afeta a efetividade dos programas públicos.

### 3 DESENHO INSTITUCIONAL

Para a construção desta seção, foram utilizados os instrumentos normativos do Pnaes. Além disso, consultaram-se os relatórios de gestão da Diretoria de Desenvolvimento Social (DDS) da UnB, no período 2011-2024, bem como os anuários estatísticos na universidade, no período 2015-2024. Ademais, também se fez uso das normativas internas da UnB para a assistência estudantil, expressas em editais específicos publicados anualmente entre 2014 a 2024.

A legislação federal do Pnaes (por meio do Decreto nº 7.234/2010, até 2024, quando a Lei nº 14.914 entra em vigor) traz as diretrizes gerais que cada Ifes deve seguir em relação à assistência estudantil; porém, são estas que decidirão como atuarão com os diversos programas de acordo com suas peculiaridades regionais e necessidades dos discentes, sempre orientadas a melhorar as condições de oportunidades de permanência e desempenho acadêmico de seus próprios estudantes beneficiados. Cabe ainda a cada Ifes o estabelecimento de mecanismos de acompanhamento e avaliação dos programas por ela mantidos.

O Política de Assistência Estudantil na Universidade de Brasília embasa-se legalmente na legislação do Pnaes e, internamente, atende aos dispostos em seu regimento geral e às normativas expressas nos editais de assistência estudantil publicados periodicamente (ano a ano, com publicações semestrais a partir de 2020). Na estrutura organizacional da UnB, é o Decanato de Assuntos Comunitários (DAC) o responsável, por meio de suas diretorias, pelo manejo e pela alocação dos recursos do Pnaes. A DDS

é a unidade central desse processo, sendo a responsável pelo planejamento e pela execução da maior parte dos programas de assistência, estruturando-os e selecionando seus beneficiários entre o universo de estudantes socioeconomicamente vulneráveis.

A DDS existe desde 1994 na estrutura organizacional da UnB e, ao longo das décadas, sua atuação, suas ações, seus programas e seus princípios passaram por expansão e adequação ao arcabouço normativo federal e às novas demandas sociais trazidas pelos estudantes, como as decorrentes da adoção da política de cotas raciais e os desafios ligados à pandemia da Covid 19. Em 2009, essa diretoria iniciou um processo de reestruturação das ações de assistência estudantil em sintonia com o Pnaes, com a ampliação e diversificação dos programas e a incorporação de maior transparência na seleção e na distribuição dos auxílios. Atualmente, a DDS está presente fisicamente em todos os *Campi* da UnB e atende estudantes de graduação e pós-graduação com diversos programas ofertados, concedendo benefícios financeiros diretos ou serviços, como moradia e alimentação.

Entre os diversos programas, os principais são: 1) o Programa Auxílio Emergencial – auxílio em parcela única concedido em casos de vulnerabilidade ocasional e inesperada, no mesmo valor do PASE; 2) o Programa Moradia Estudantil – oferecido ou em auxílio financeiro no valor de R\$ 530,00 para gastos com moradia ou disponibilizando uma vaga para residência na Casa do Estudante Universitário (CEU); 3) o Auxílio Creche – para estudantes (pais ou mães) com crianças de até 5 anos, no valor de R\$ 485,00; 4) a Inclusão Digital – para custear equipamentos eletrônicos se necessários ao processo pedagógico, incluído a partir da pandemia; 5) a Bolsa Alimentação – que concede refeições gratuitas em todos os turnos no Restaurante Universitário; 6) o Programa Auxílio Socioeconômico. Os estudantes podem pleitear mais de uma modalidade, podendo acumular os benefícios pecuniários até o valor de 1,5 salário-mínimo, de forma que o número total de bolsas pode ser maior do que o número total de beneficiários, conforme podemos perceber pela tabela 1, que traz o quantitativo de beneficiários por programas entre os anos de 2011 e 2021.



**Tabela 1 – Programas (2011-2021)**

<b>Ano</b>	<b>Bolsa-Alimentação (grad. e pós)</b>	<b>Auxílio Socioeconômico (graduação)</b>	<b>Moradia Estudantil (graduação)</b>	<b>Transporte (graduação)</b>	<b>Auxílio-Creche (graduação)</b>	<b>Auxílio Emergencial (bolsas pagas – graduação)</b>	<b>Vale-Livro (estudantes – grad. e pós)</b>	<b>Bolsas totais</b>
	<b>Total</b>	<b>Total</b>	<b>Total</b>	<b>Total</b>	<b>Nº</b>	<b>Nº</b>	<b>Nº</b>	
2011	1.972	1.006	482	0	0	150	85	3.695
2012	2.604	1.206	467	0	0	294	91	4.662
2013	3.216	1.480	717	0	0	400	81	5.894
2014	4.182	1.938	1.126	0	0	384	74	7.704
2015	4.816	2.432	1.197	0	0	333	73	8.851
2016	5.391	2.964	1.598	0	0	281	81	10.315
2017	6.768	3.359	1.841	50	10	325	57	12.410
2018	7.294	3.295	1.449	177	20	280	23	12.538
2019	7.057	3.176	1.572	198	37	174	65	12.279
2020	*	2.457	1.433	175	29	206	20	4.320
2021	*	2.891	1.472	3	21	107	7	4.501

Fonte: Dados dos relatórios de gestão da DDS. Elaboração própria.

Os relatórios de gestão da DDS utilizam sistema de base de dados própria, integrados ao sistema gerencial geral da universidade após o ano de 2022. Podemos perceber alguns problemas com a manutenção da alimentação da base de dados, fato que a DDS associa em seus relatórios a: redução no quantitativo de servidores; greves; situações emergenciais que impuseram novas demandas pelo corpo discente; e mudanças de sistemas administrativos com alterações na captação dos dados (como no caso do Programa Bolsa Alimentação). Mesmo com essas lacunas, a base de dados do PASE para o ano de 2019 é confiável e granular, permitindo a aplicação de metodologias econométricas.

O Programa Auxílio Socioeconômico consiste no repasse mensal de um auxílio financeiro de R\$ 500,00 (o valor era de R\$ 465,00 e foi reajustado em 2023) para estudantes socioeconomicamente vulneráveis selecionados e ranqueados por critérios descritos em edital, sendo elegíveis *a priori* ao programa estudantes oriundos de famílias com a renda familiar *per capita* menor que 1,5 salário-mínimo. É o maior programa oferecido pela universidade e o mais procurado pelos discentes. Em razão da sua magnitude e importância, foi o programa escolhido para avaliação neste estudo.

**Tabela 2** – Participantes do PASE (2011 a 2024)

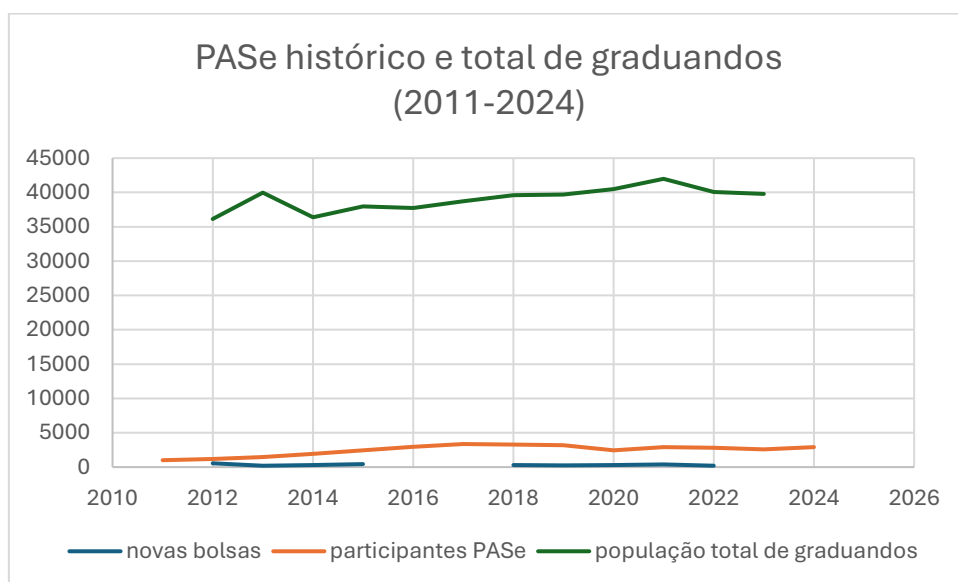
Ano	Novas bolsas	Participantes do PASE	População total de graduandos
2011	*	1.006	*
2012	556	1.206	36.135
2013	200	1.480	39.979
2014	280	1.938	36.372
2015	458	2.432	37.982
2016	*	2.964	37.734
2017	*	3.359	38.730
2018	300	3.295	39.610
2019	230	3.176	39.699
2020	300	2.457	40.501
2021	390	2.891	41.983
2022	200	2.824	40.047

2023	*	2.603	39.770
2024	547	2.916	*

Fonte: Dados dos Relatórios de Gestão da DDS.

Elaboração própria.

**Gráfico 1 – Participantes do PASE (2011 a 2024)**



Fonte: Dados dos relatórios de gestão da DDS e anuários estatísticos da UnB.

Elaboração própria.

Podemos perceber que o número de beneficiários ao programa aumenta substancialmente após a estruturação do Pnaes como um programa federal, chegando ao pico de beneficiários em 2017, ano que marca uma tendência de queda abrupta até 2020. Em 2021, o número de auxílios volta a crescer, mas ainda não assumindo o volume dos anos anteriores. O número de novos auxílios, concedidos a discentes que pleiteiam o programa pela primeira vez, não se mantém constante, mas sua participação no total de auxílios parece apresentar tendência declinante. Porém, a análise fica comprometida pelos dados faltantes nos relatórios de gestão. O que é interessante notar é que a oferta de novas bolsas do não acompanha o aumento da população total de graduandos ao longo da série histórica, aumentando a concorrência pelo auxílio e gerando um potencial de exclusão ao benefício. A redução geral nos contemplados pelo programa em 2020 e 2021 deve-se à implementação do ensino remoto durante a pandemia, período em que houve a

priorização de novos programas e programas emergenciais, tendo sido publicadas novas vagas nos programas regulares apenas com a finalidade de reocupação das vagas ociosas.

**Tabela 3** – Orçamento do Pnaes no orçamento geral da universidade (2015-2023)

<b>Tabela consolidada de orçamento UnB e do Pnaes</b>				
<b>Ano</b>	<b>UnB – total (R\$)</b>	<b>Pnaes – Ação Pnaes (%)</b>	<b>Total de graduandos</b>	
		<b>4002 (R\$)</b>		
2015	1.633.403.628,00	27.337.583,00	1,7	37.982
2016	1.654.370.629,00	26.888.830,00	1,6	37.734
2017	1.667.645.015,00	25.831.296,00	1,55	38.730
2018	1.731.410.855,00	20.598.243,00	1,2	39.610
2019	1.798.504.245,00	24.768.603,00	1,38	39.699
2020	1.851.640.536,00	32.319.838,00	1,75	40.501
2021	1.851.640.536,00	32.319.838,00	1,75	41.983
2022	1.936.794.119,00	29.716.371,00	1,53	40.047
2023	1.941.652.930,00	24.427.305,00	1,26	39.770

Fonte: Dados dos anuários estatísticos da UnB.

Elaboração própria.

Embora o orçamento total da Universidade de Brasília apresente tendência de crescimento entre o período 2015-2023, isso não se observa com o orçamento do Pnaes, que apresenta padrão de queda desde o ano de 2015, com um pico em 2020 e 2021 (muito em razão da pandemia) e posterior queda nos anos seguintes. Em 2015, o orçamento total do Pnaes na UnB era de 1,7% do orçamento total da universidade; em 2023, representou apenas 1,26%, ainda que a população total de graduandos tenha aumentado no período. Isso pode revelar um descompasso entre os objetivos do programa e as possibilidades reais de alocações financeiras disponíveis.

Operacionalmente, todos os beneficiários dos programas devem submeter-se à avaliação socioeconômica para análise de sua elegibilidade segundo edital próprio publicado periodicamente pela DDS. As regras para cômputo do *score* total dos pontos da avaliação mudam de edital para edital, apresentando um padrão geral que combina renda *per capita* da família, informações de patrimônio familiar e dados colhidos por meio de entrevista com o assistente social. Até 2008, o processo de seleção era totalmente manual, com formulários físicos preenchidos a mão e documentação física, quando foi

implementado o Sistema de Assistência Estudantil (SAE), que digitalizou essa etapa. Em 2019, com a adoção pela universidade do Sistema Integrado de Gestão de Atividades Acadêmicas (SIGAA), há a criação de uma espécie de “Cadastro Único” de estudantes socioeconomicamente vulneráveis, o que dinamiza e dá maior transparência ao processo de seleção de auxílios.

Apesar dos editais de assistência apresentarem no período 2011-2024 variações e evolução na fórmula de cálculo final de *score*, é constante a forma de categorização entre os discentes que buscam os programas de assistência estudantil, sendo possível o enquadramento em duas categorias para efeitos do resultado da avaliação socioeconômica: discentes em situação socioeconômica considerada insuficiente para sua manutenção e permanência na universidade, categorizados como participantes; e discentes em situação socioeconômica considerada suficiente para a manutenção do estudante na universidade, categorizados como não participantes. Discentes categorizados como participantes do Programa de Assistência Estudantil (PPAES), caracterizados com perfil de vulnerabilidade socioeconômica, são potencialmente elegíveis para acesso aos benefícios, devendo observar a oferta de auxílios que é excludente segundo um ranqueamento. Este acontece fora do sistema digital de inscrição, em uma planilha de dados, na qual aqueles que se candidataram são classificados de forma decrescente segundo o *score* até o preenchimento do quantitativo de bolsas disponíveis.

#### **4 METODOLOGIA E ESTRATÉGIA EMPÍRICA**

A tarefa de avaliar uma política pública envolve necessariamente a emissão de um juízo de valor sobre determinada estratégia de intervenção na realidade. Essa tarefa se desdobra em duas etapas: a construção do programa; e a comparação com algum critério ou padrão que orientará a formulação do juízo de valor. Na perspectiva das políticas públicas orientadas por evidências, cabe ao avaliador valer-se de métodos e técnicas que garantam que o juízo emitido por sua avaliação seja fidedigno aos fatos com a mínima contaminação por vieses ideológicos ou até mesmo embutidos na metodologia utilizada.

Há diversas formas de avaliação de políticas públicas, sendo elas complementares: avaliação de necessidade – importante na fase da definição de formulação da política, orienta o que na realidade se busca alterar com a política pública; a teórica – seria razoável supor que há relação entre as variáveis com base nas teorias do campo (por exemplo, se aumentar os salários dos professores melhoraria o rendimento acadêmico dos discentes); de processos – que busca responder como o programa funciona na prática desde sua

implementação, quem são os beneficiários, se são os mesmos do grupo-alvo para o programa, o que acontece com os beneficiários nas variáveis de interesse (É geralmente realizada pela equipe que implementa ou monitora o programa, há ênfase na gestão do programa); e a avaliação de impacto – que busca por evidências causais entre o programa e a variável de interesse do grupo beneficiário.

A preocupação primordial de uma avaliação de programa social deve ser se a política pública ou o programa social atinge o objetivo para os quais foram concebidos. Por um lado, a avaliação pode produzir evidências de que as teorias em que se baseiam a política pública estão condizentes com a realidade observada; por outro, pode conduzir a uma interpretação e à mensuração do impacto gerado. Produz informações de suma importância para o campo das políticas públicas, servindo como baliza empírica para a aplicação de teorias na formulação de demais programas sociais.

Avaliações de impacto devem ser realizadas por pelo menos três motivos: 1) ao mostrar o que funciona ou o que não funciona e como funciona, permitindo melhorar as políticas públicas; 2) ao orientar a tomada de decisão das entidades que implementam os programas de forma a tornar o gasto público mais eficiente, oferecendo a possibilidade de maiores alocações orçamentárias nos bons programas, sua replicação e seu aperfeiçoamento – ainda permite a descontinuidade dos mal avaliados; 3) ao aumentar o conhecimento da sociedade sobre o funcionamento geral das políticas públicas, sendo a avaliação em si um bem público.

A avaliação de impacto busca eliminar os vieses para garantir que as únicas alterações nas variáveis de interesse devem-se exclusivamente ao efeito do programa, e não de outras variáveis omitidas ou espúrias. O impacto estimado é a diferença entre as mudanças observadas depois do programa e a hipótese do que teria acontecido caso este não tivesse sido implementado. A diferença resultante é atribuída unicamente ao programa, e não a outros fatores. Essa relação de causalidade deve ser verificada por métodos estatísticos na avaliação de impacto.

Há uma grande dificuldade enfrentada pelo avaliador inerente a todos os processos de avaliação: a comparação entre os grupos tratados e não tratados; isto é, muitas vezes podemos recair em uma comparação descabida, como comparar maçãs e peras. Há diversos métodos de avaliação de impacto, sejam eles experimentais, quase-experimentais ou não experimentais. Uns métodos apresentam maior confiabilidade em suas metodologias, o que gera avaliações mais consistentes quando comparado aos

outros. Precisamos comparar as premissas dos métodos disponíveis para optar por aquele que seja capaz de produzir estimadores mais confiáveis para a avaliação.

Boa parte das avaliações executadas no setor público apresenta premissas extremamente frágeis. O método de comparar “antes e depois” do programa ser implementado assume que não há outros fatores que variaram com o tempo que fossem capazes de impactar a variável de interesse, traduzindo-se em um método sem validade científica e que conduz a interpretações ingênuas. A “diferença simples”, obtida comparando a variável de interesse do grupo de participantes de determinado programa com o grupo de não participantes, pressupõe que a única diferença entre os grupos é se beneficiar ou não do programa, desprezando diferenças preexistentes aos dois grupos que podem influenciar diferentemente nos resultados observados; o resultado na verdade pode ser devido tanto pelo programa, como pela impossibilidade de comparação entre os indivíduos de ambos os grupos, que podem ser inerentemente diferentes entre si, o que produziria uma avaliação fortemente enviesada.

Embora a literatura científica considere o método experimental com variáveis aleatorizadas como o mais robusto, seu uso em avaliações de programas sociais é extremamente difícil pela natureza das políticas sociais. A avaliação aleatorizada seria feita pelo sorteio para designar unidades de tratamento e controle, o que eliminaria o viés de seleção, ao conservar as propriedades estatísticas dos dois grupos ao gerar dois grupos: um de controle e um de tratamento similares nas características observáveis. Seu uso pode ser aplicado a programas-piloto recém-introduzidos em sociedades em que não existia programa semelhante implementado: um grupo de indivíduos seria sorteado se beneficiar do programa e o outro, sorteado para servir como contrafactual.

Buscando contornar o problema do viés de seleção e a construção do contrafactual, pesquisadores utilizam-se de metodologias *quasi-experimentais*, como a análise estatística multivariada, o diferença em diferenças, o pareamento e a regressão descontínua, valendo de ferramentas estatísticas para a construção do grupo controle. A construção do grupo controle, o contrafactual, representa um desafio às pesquisas, pois não pode ser observada no mundo real; deve ser entendida como o caso hipotético de como a variável de interesse de os indivíduos participantes do programa se comportaria caso esses mesmos indivíduos não tivessem participado do programa.

O modelo básico para uma avaliação de impacto pode ser descrito como a seguir:

$$Y_i(0) = \alpha + \epsilon_i \quad (1)$$

$$Y_i(1) = \alpha + \beta_i + \epsilon_i \quad (2)$$

Sendo o indivíduo  $i$  possuidor de um par de resultados potenciais ( $Y_i(1)$  e  $Y_i(0)$ ), representando em 1 o indivíduo tratado (o que foi beneficiado pela política pública) e em 0 o mesmo indivíduo  $i$  na situação da ausência de tratamento, funcionando como um contrafactual. Se fosse possível observar os mesmos indivíduos  $i$  nas duas situações, a diferença dada pelo coeficiente  $\beta = E[Y_i(1) - Y_i(0)]$  seria o impacto dado pelo programa para esse grupo de indivíduos. Assim, o efeito médio do programa (EMP) e o efeito médio do programa sobre os tratados (EMPT) seriam dados por:

$$EMP = E[Y_i(1) - Y_i(0)] = E[\beta_i] \quad (3)$$

$$EMPT = E[Y_i(1) - Y_i(0) | T_i = 1] = E[\beta_i | T_i = 1] \quad (4)$$

Dados o par de resultados potenciais ( $Y_i(1)$  e  $Y_i(0)$ ) e a participação ou não no programa ( $T_i=1$ ,  $1-T_i=0$ ), o resultado para o indivíduo  $i$  pode ser descrito como:

$$Y_i = T_i Y_i(1) + (1 - T_i) Y_i(0) = Y_i(0) + T_i (Y_i(1) - Y_i(0)) \quad (5)$$

Podemos substituir as equações (1) e (2) na (5), das quais temos a equação resultante (6). Uma equação de regressão linear em que o coeficiente linear  $\beta_i$  variaria de acordo de indivíduo.

$$Y_i = \alpha + \beta_i T_i + \epsilon_i \quad (6)$$

O problema metodológico de se usar tal modelo para fazer avaliações de impacto é que a variável  $T_i$  está correlacionada com componentes não observáveis em  $\epsilon_i$ , o que criaria um problema de viés de seleção. Elementos como fatores psicológicos (motivação, determinação pessoal e habilidades sociais) estão correlacionados ao fato de o indivíduo participar ou não de um programa social.

Na regressão multivariada, temos a premissa de que não existe viés de variáveis omitidas; todas as características são observáveis e estão contempladas no modelo que engloba várias características observáveis do grupo analisado. Isso permitiria ver a relação entre o fato de participar do programa e uma variável de interesse; as outras variáveis ficam constantes ou controladas por outras características (variáveis).

O método de *diferenças em diferenças* busca combinar o método do antes e depois com a diferença simples. Tem a premissa de que a tendência dos grupos é a mesma ao longo do tempo e a diferença entre os grupos observados seria dada pelo programa. Caso não haja tal tendência semelhante entre os dois, podemos superestimar ou subestimar o efeito do programa. Para que a DiD seja interpretada como efeito causal do programa, a tendência da variável de resultado deve ser paralela nos dois grupos (participantes e não participantes). Assim, qualquer mudança observada no grupo de participantes será ligada



ao impacto do programa. O contrafactual é o grupo de não participantes cujos dados são colhidos antes e depois do programa, permitindo observar a variação no tempo. Tal método apresenta grande vantagem ante a diferença simples, pois corrigiria pelas diferenças preexistentes entre os dois grupos. A principal fragilidade da diferença simples é que a diferença entre os resultados pode ser atribuída a essas diferenças preexistentes entre os grupos; no diferenças em diferenças, com a suposição de tendências paralelas, são eliminadas as diferenças preexistentes, permitindo medir o efeito do programa.

Por sua vez, no pareamento, o contrafactual é formado pela amostra não tratada de indivíduos semelhantes a indivíduos tratados. A subamostra é escolhida do universo total dos não tratados, buscando elementos cujas características observáveis sejam parecidas, de forma que os grupos possam ser comparados pelo modelo e a diferença nas variáveis de saída represente o impacto do programa avaliado.

O RDD configura um método quasi-experimental bastante poderoso de avaliação e pode ser usado sempre que a probabilidade de receber o tratamento muda de forma descontínua em uma variável  $Z_i$ ; por exemplo, em políticas públicas que apresentam uma linha de corte definida como critério de seleção de seus beneficiários. Indivíduos com  $Z_i$  acima de corte recebem o programa, enquanto aqueles com  $Z_i$  abaixo do corte não recebem. A hipótese é que esses indivíduos ao redor desse ponto de corte são muito semelhantes; isto é, existe uma relação contínua entre os determinantes do resultado de interesse e a variável  $Z$  e uma relação descontínua entre receber o tratamento e  $Z$ . Logo, podemos compará-los em suas características, desde que não haja manipulação individual de nenhum dos agentes envolvidos. O contrafactual seria os indivíduos que estão ao redor dessa linha de corte, uma vez que a única diferença objetiva entre eles seria justamente ser beneficiário ou não do programa.

O recebimento ou não do tratamento  $T_i$  para o indivíduo  $i$  é uma variável binária e pode assumir dois casos: *sharp* ou *fuzzy*. Quando existe uma probabilidade variável de receber o tratamento no ponto em que  $Z_i=c$  (não necessariamente 0 ou 1), temos o caso *fuzzy*. No caso *sharp*, receber ou não o tratamento é uma função determinística de  $Z_i$ ,  $T_i=1$  se  $Z_i \geq c$ , e  $T_i=0$  se  $Z_i < c$ ; a probabilidade de receber o tratamento muda de 0 para 1. Os indivíduos próximos a esse ponto de corte são suficientemente semelhantes em todas as suas características (observáveis ou não), de forma que podem ser devidamente comparados. O RDD *sharp* pode ser comparada a um experimento aleatório local. Ao redor do ponto de corte do tratamento, os indivíduos são selecionados de forma aleatória.

As especificações locais do ponto de corte podem ser definidas como:

$$Y_i = \alpha_l + \beta_l (Z_i - c) + \varepsilon_i, \text{ se lado esquerdo } (Z_i < c) \quad (7)$$

$$Y_i = \alpha_r + \beta_r (Z_i - c) + \varepsilon_i, \text{ se lado direito } (Z_i \geq c). \quad (8)$$

No RDD *sharp*, o efeito do tratamento muda de 0 para 1 em  $c$ . Segundo as hipóteses da continuidade em  $Z$  na ausência do tratamento,  $\tau$  identifica o efeito causal local do tratamento no ponto de corte (salto) dado. Quando  $Z$  se aproxima de  $c$  em cada lado, temos matematicamente que  $\tau = \lim_{z \downarrow c} E[Y | Z = z] - \lim_{z \uparrow c} E[Y | Z = z]$ , podendo ser encontrado por  $\tau = \alpha_r - \alpha_l$ .

Trazendo para uma especificação única com interação, temos que modelo de regressão descontínua *sharp* com regressões lineares locais em torno de um ponto de corte  $c$  pode ser representado por:

$$Y_i = \alpha + \tau D_i + \beta (Z_i - c) + \gamma D_i \cdot (Z_i - c) + \varepsilon_i, \text{ onde } D_i = 1[Z_i \geq c] \quad (9)$$

Em que:

- $Y_i$ : variável de interesse para o indivíduo  $i$ ;
- $Z_i$ : *running variable* (variável de ordenação) que determina a elegibilidade pelo ponto de corte  $c$ ;
- $D_i$ : indicadora de tratamento: vale 1 se  $Z_i \geq c$  e 0, caso contrário;
- $\alpha$ : nível médio de  $Y$  exatamente no ponto de corte pelo lado esquerdo;
- $\tau$ : estimador que representa o “salto” (descontinuidade) em  $Y$  no ponto de corte. É a estimativa local do efeito causal do tratamento sob as hipóteses do RDD;
- $\beta$ : estimador da inclinação local da relação entre  $Y$  e a distância ao corte ( $Z_i - c$ ) no lado esquerdo;
- $\gamma$ : Diferença de inclinação entre os lados; permite que a inclinação no lado direito seja  $\beta + \gamma$ .

#### 4.1 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Para avaliar se o Programa de Auxílio Socioeconômico teve impacto sobre o desempenho acadêmico, foi analisada amostra dos candidatos ao auxílio financeiro em um ano específico, segundo os critérios dispostos no edital daquele ano. Como *proxy* do desempenho acadêmico, foi usado o dado administrativo do índice de rendimento acadêmico (formado pela média ponderada das menções obtidas nas disciplinas cursadas, variando de 0 a 5). A decisão de executar o corte para o ano de 2019 levou em conta aspectos como: tamanho da amostra; disponibilização dos dados pessoais e acadêmicos dos discentes pelo setor administrativo competente; mudança de critérios de seleção ocorridos após 2019; e mudança de sistema de registro do desempenho acadêmico, em

virtude de adoção de novo sistema gerencial pela universidade em 2020. A amostra ser relativa a 2019 para uma avaliação feita em 2025 mostra-se interessante também, pois há interstício temporal suficiente para que os discentes tenham concluído o curso de graduação.

Os dados foram extraídos pela Secretaria de Tecnologia da Informação (STI) por solicitação formal feita à DDS. A amostra analisada contém os dados de todos os indivíduos categorizados como participantes dos programas de auxílio pela vulnerabilidade socioeconômica, potencialmente elegíveis que se candidataram ao Programa de Auxílio Socioeconômico no ano de 2019, abrangendo tanto aqueles que foram contemplados pelo programa quanto aqueles que não foram. Nos critérios de seleção ao programa, é calculado um *score* representado pela pontuação final da avaliação. O cálculo final do score definido pelo edital decorre da seguinte fórmula:

$$Renda = [Renda\ do\ Grupo\ Familiar \div Número\ de\ Integrantes\ da\ Família] \\ \div Salário\ Mínimo\ Vigente$$

$$Pontuação\ Geral = (Renda \times 0,6) + (Pontuação\ do\ Questionário \times 0,4)$$

A renda pode facilmente ser verificada, considerando-se que não haja fraude nos documentos apresentados e possui um maior peso na pontuação final. A pontuação do questionário avaliado por assistente social busca abarcar elementos socioeconômicos: elementos como situação de saúde da família, tipo de instituição de origem do discente (pública ou privada), estudante cotista, turno do curso de graduação e outras peculiaridades identificadas pela equipe técnica responsável.

Percebemos pela amostra um ponto de corte próximo ao *score* de 0,6. Ao todo, dos 984 discentes da amostra, 319 foram contemplados com o auxílio, enquanto os demais 665, não.

Foi elaborado um desenho de RDD do tipo *sharp*, explorando a regra de elegibilidade do programa de auxílio estudantil. O tratamento é determinado de forma determinística pela variável de corte, “*corte*”: existe um ponto de corte fixo em  $c = 0,6$ , a partir do qual a probabilidade de receber o auxílio salta de 0 para 1.

$$1\{corte_i \geq 0,6\} \Rightarrow selecionado_i = 1$$

$$1\{corte_i < 0,6\} \Rightarrow selecionado_i = 0$$

Assim, próximo a esse limiar, os grupos tratado e controle são comparáveis, permitindo identificar o efeito causal local do programa sobre o IRA.

$$IRAI = \beta_0 + \tau 1\{corte_i \geq 0,6\} + f(corte_i) + X_i'\beta + \varepsilon_i, (10)$$

Em que:

- $1\{corte_i \geq 0,6\}$  é o indicador de tratamento (*selecionadoi*);
- $f(corte_i)$  é uma função polinomial contínua do *running variable*, com inclinações potencialmente distintas abaixo e acima do corte; isolaria a tendência do IRA em função do  $corte_i$ .
- $IRAi$  é o resultado do indivíduo  $i$  no seu índice de rendimento acadêmico;
- $Xi$  é o vetor de covariadas pré-tratamento: *mulher, branco, idade, baixa renda, ppi, diurno e Rendapercapta*;
- $\epsilon_i$ : Termo de erro;
- $\beta_0$ : Nível esperado de *IRA* na vizinhança do ponto de corte pelo lado de referência, após controlar por  $f(corte_i)$ ;
- $\tau$ : Salto no desfecho exatamente no ponto de corte 0,6. No arcabouço de RDD,  $\tau$  identifica o efeito causal local do “tratamento” para unidades marginalmente abaixo e acima do corte, sob continuidade da tendência de base capturada por  $f(corte_i)$ ;
- $\beta$ : Efeitos associados às covariáveis  $Xi$ .

Para absorver parte da variabilidade residual, aumentando a eficiência das estimativas, foi incluído  $Xi$ .

A estimação foi feita por regressão local linear (polinômio de grau  $p = 1$ ), com *kernel* triangular e correção de viés usando polinômio de grau  $q = 2$ , conforme Calonico *et al.* (2019). A largura de banda ( $h$ ) foi selecionada automaticamente pelo critério MSE-ótimo e resultou em  $h \approx 0,067$  de cada lado do limiar.

No RDD, cada observação recebe um peso que diminui com a distância do ponto de corte; o *kernel* define como esses pesos decaem. O *kernel* de forma triangular é usado como o padrão do RDD; é empregado frequentemente, pois maximiza a importância das observações próximas à margem (as observações mais próximas recebem peso proporcionalmente maiores, com o peso tendendo a 0 no limite) e reduz o viés relativo a pontos mais distantes. Em notação, para distância padronizada  $u = (Z_i - c)/h$ , temos que  $K(u) = (1 - |u|) 1\{|u| \leq 1\}$ .

Para testar a validade do RDD, realizamos:

1. **Teste de continuidade da densidade** de corte em 0,6 (McCrary, 2008), buscando evidências de manipulação. O teste de McCrary confere se há uma descontinuidade da variável de ordenação exatamente no ponto de corte do desenho do RDD. Para que este seja válido, temos a hipótese de que a distribuição de  $Z$  ao redor do  $c$  deve ser contínua. Agentes não podem manipular sua posição em relação ao corte; por exemplo, apresentando documentos falsos para alterar sua posição em relação ao ponto de corte.

Quebras na densidade em  $c$  sugeririam manipulação ou seleção estratégica, o que comprometeria a validade causal da avaliação.

2. **Placebos em cortes falsos** ( $c = 0,55$  e  $c = 0,65$ ), com a ideia de encontrar efeitos nulos e não significativos, testando a validade do desenho. Se o efeito estimado em  $c=0,6$  for causal e local ao limiar, esses cortes em limiares falsos próximos não devem gerar salto no IRA. Assim, esperam-se estimativas próximas de 0 e estatisticamente não significativas. Efeitos significativos em cortes falsos sugeririam que o modelo estaria captando variações espúrias. Os valores dos placebos são simétricos e próximos o suficiente para preservar a comparabilidade.

A lógica é comparar indivíduos quase idênticos próximos ao limiar de 0,6. A relação  $E[IRAi | cortei]$  seria contínua em 0,6. Qualquer descontinuidade estimada no IRA no limiar deve ser atribuída ao tratamento.

## 5 RESULTADOS

Foi utilizado o *software* Stata para fazer todas as operações na amostra selecionada. O primeiro passo foi analisar se haveria manipulação por algum agente da variável de corte. Por exemplo, discentes declarando renda falsa ou outro elemento que ajuste seu *score* de forma a ser contemplado pelo programa.

Para o ponto de corte  $c=0,600$  como o limiar da variável de elegibilidade, temos os discentes considerados tratados (aqueles que receberam o auxílio) à direita, e aqueles que não receberam se encontram à esquerda. A seguir, temos dados da amostragem analisada. Enquanto o número de observações traz o total de discentes em cada lado do ponto de corte, o número efetivo de observações é obtido após aplicar os pesos via *kernel*.

**Tabela 4** – Especificações para testes: dados ao lado do ponto de corte  $c=0,600$

	Esquerda de $c$	Direita de $c$
Número de observações	665	319
Número efetivo de observações	310	218
Ordem da estimação (p)	2	2
Ordem do viés (q)	3	3
Largura de banda da estimação (h)	0.104	0.080

Fonte: Dados da DDS. Elaboração própria.

**Tabela 5** – Parâmetros e valores

	Valor
Ponto de corte (c)	0.600
Modelo	Unrestricted
Método de BW	Comb
Kernel	Triangular
Método de VCE	Jackknife
Número total de obs.	984

Fonte: Dados da DDS. Elaboração própria.

O modelo usado permite que a relação entre a variável de elegibilidade e o IRA seja diferente nos dois lados do ponto de corte. Usou-se método combinado para selecionar a largura de banda, equilibrando viés e variância com *kernel* triangular em que as observações mais próximas ao ponto de corte recebem mais peso, o que melhora a precisão da estimativa local. Para se obter os erros-padrão e os intervalos de confiança, foi usado como método a *variance-covariance estimation* (VCE), o *jackknife*, que é uma técnica de reamostragem que trabalha dividindo os dados em subconjuntos, removendo uma observação por vez, reestimando o modelo sem essa observação e calculando a variabilidade entre essas estimativas para obter o erro-padrão, técnica robusta à heterocedasticidade e especialmente útil para amostras pequenas ou médias.

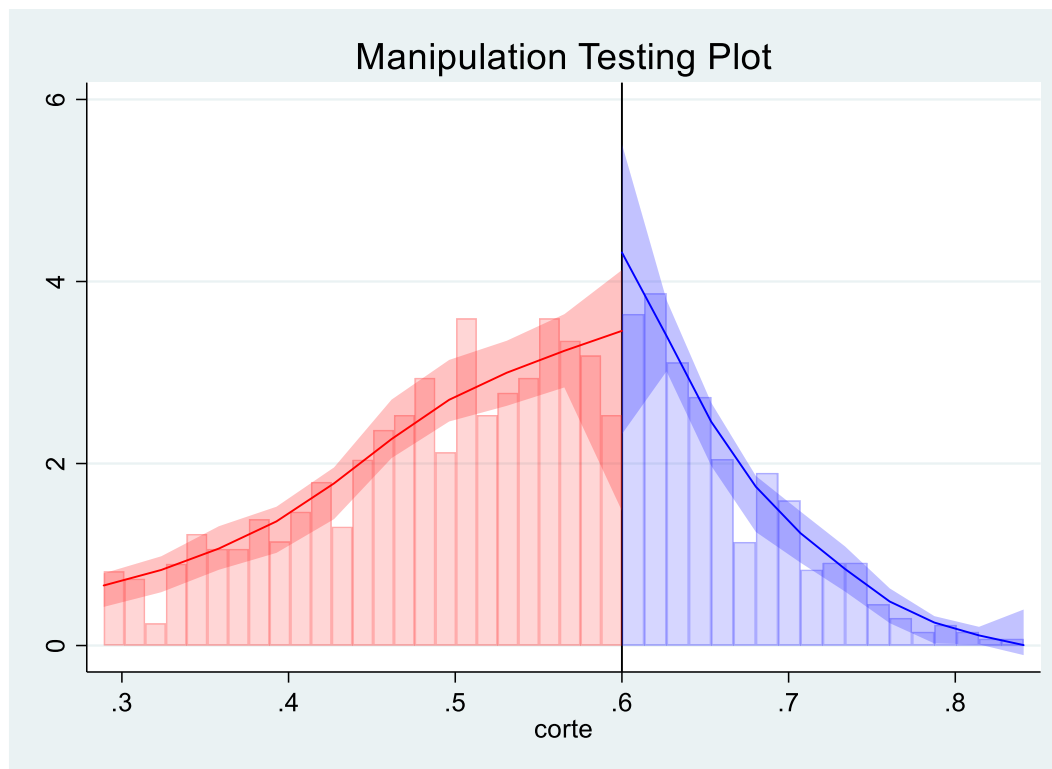
Os resultados dos testes de manipulação de variável de corte não fornecem evidência forte e consistente de manipulação. O teste de manipulação para se verificar se há descontinuidade na densidade da variável de corte não indicou manipulação. Obtemos para o teste de densidade estatística T (*robust*)= 1.0323 com valor-p= 0.3019. A estatística do teste não é significativa a 5%.

**Tabela 6** – Resultados do teste de manipulação da variável de corte (*P-values of binomial tests*)

Janela ( $\pm$ )	Obs. < c	Obs. $\geq$ c	Valor-p
0.004	7	13	0.2632
0.008	19	28	0.2430
0.011	27	43	0.0722
0.015	35	55	0.0446
0.019	47	72	0.0274
0.023	60	80	0.1080
0.027	75	99	0.0809
0.030	91	113	0.1413
0.034	104	120	0.3162
0.038	114	133	0.2520

Fonte: Dados da DDS. Elaboração própria. Obs.: ( $H_0$ : prob = 0.5).

**Gráfico 2** –McCrary: densidade do score em 0.6



Fonte: Dados da DDS. Elaboração própria.

Caso a manipulação fosse sistemática, o que colocaria em xeque o desenho do RDD, seria esperado *p-valores* baixos em várias janelas. No entanto, não há um padrão consistente de excesso de observações de um lado do limiar que se mantenha em toda a borda de 0,6. O teste de McCrary (2008) reforça a validade do desenho do RDD, mostrando que a densidade do *forcing variable* é suave no limiar da elegibilidade. Os resultados validam o desenho adotado pelo RDD e permite a interpretação do efeito causal do auxílio sobre o IRA dos discentes.

Uma vez provada a validade do desenho do RDD, prosseguimos com a estimação do RDD com corte  $c = 0,6$ , usando *kernel* triangular e polinômio de 1ª ordem para estimação ( $p=1$ ) e largura de banda otimizada ( $h = 0,071$ ). No lado esquerdo (abaixo de 0.6), temos inicialmente 665 observações (efetivamente 215 únicas, após agrupados os empates); do lado direito (acima de 0.6), 318 observações (209 únicas).

**Tabela 7** – Especificações da estimação do RDD *sharp*

Parâmetro	Esquerda de $c$	Direita de $c$
Número de observações	665	319
Número efetivo de observações	215	209
Observações únicas	585	277
Ordem da estimativa ( $p$ )	1	1
Ordem do viés ( $q$ )	2	2
Largura de banda ( $h$ )	0.071	0.071
Largura para viés ( $b$ )	0.117	0.117
Rho ( $h/b$ )	0.603	0.603

Fonte: Dados da DDS. Elaboração própria.

**Tabela 8** – Resultados da estimação



Método	Coefficiente	Erro-padrão	z	p-valor	Intervalo de confiança (95%)
Convencional	-0,18742	0,18153	-1,0325	0,302	[-0,5432 ; 0,1684]
Robusto	-	-	-1,1082	0,268	[-0,6616 ; 0,1837]

Fonte: Dados da DDS. Elaboração própria.

Os resultados foram ajustados para a presença de *mass points* na variável de corte, garantindo maior confiabilidade na inferência. Encontramos o coeficiente de -0,18742 com erro-padrão de 0,18153. Indicaria que o IRA dos beneficiados pelo programa é, em média, 0.18 pontos menor imediatamente acima de 0.6 comparado ao valor a seguir. No entanto, o p-valor é muito alto (0,302), muito acima de 0.05; ou seja, não é estatisticamente significativo. Logo, não rejeitamos a hipótese nula de nenhuma mudança ( $H_0: discontinuity = 0$ ) e não podemos afirmar que o auxílio estudantil impacta o desempenho acadêmico dos discentes próximos ao limiar de elegibilidade.

Em um novo exercício, foram incluídas sete covariáveis no RDD *sharp*: *mulher*; *branco*; *idade*; *baixa\_renda*; *ppi*; *diurno*; e *Rendapercapta*. A inclusão das covariáveis buscou aumentar a precisão da estimativa e controlar por características observáveis dos discentes. Com um total de 762 observações, à esquerda de 0,6 com 520 observações (468 únicas) e à direita de 0,6 com 242 observações (217 únicas).

**Tabela 9** – Especificações do RDD *sharp* com as sete covariáveis incluídas

	Esquerda de c	Direita de c
Número de observações	520	242
Número efetivo de obs.	161	156
Observações únicas	468	217
Ordem da estimativa (p)	1	1

Ordem do viés (q)	2	2
Largura de banda (h)	0.067	0.067
Largura para viés (b)	0.100	0.100
Rho (h/b)	0.674	0.674

Fonte: Dados da DDS. Elaboração própria.

**Tabela 10** – Estimações para o RDD *sharp* com as sete covariáveis incluídas

Método	Coef.	Erro-padrão	z	p-valor	Intervalo de Confiança (95%)
Convencional	- 0.12517	0.21068	- 0.5941	0.552	[-0.5381 ; 0.2878]
Robusto	-	-	- 0.6561	0.512	[-0.6686 ; 0.3333]

Fonte: Dados da DDS. Elaboração própria.

Dessa forma, considera-se o ponto de corte  $c = 0,6$ , *kernel* triangular, polinômio de ordem 1 para estimativa local e ordem 2 para correção de viés. Calcula-se a estimativa do “salto” no IRA exatamente em  $c = 0,6$ , ajustando para as sete covariáveis especificadas e h (estimação) de 0.067 em ambos os lados. Temos como resultado o coeficiente de -0.12517, erro-padrão de 0.21068 e p-valor = 0.552.

As sete covariáveis (*mulher*, *branco*, *idade*, *baixa\_renda*, *ppi*, *diurno* e *Rendapercapta*) foram incluídas para aumentar a precisão, mas o resultado do “salto” permanece estatisticamente indistinto de 0. Não há evidência de descontinuidade no IRA ao cruzar o limiar de 0,6. Ademais, o ponto estimado é ligeiramente negativo, com p-valor muito alto e intervalos de confiança incluindo 0, indicando que não há evidência estatística de que o auxílio estudantil tenha impactado o IRA, até mesmo após a inclusão das covariáveis. Ou seja, não se detecta efeito estatisticamente significativo do tratamento (*seleção=1*) sobre o IRA nesse desenho.

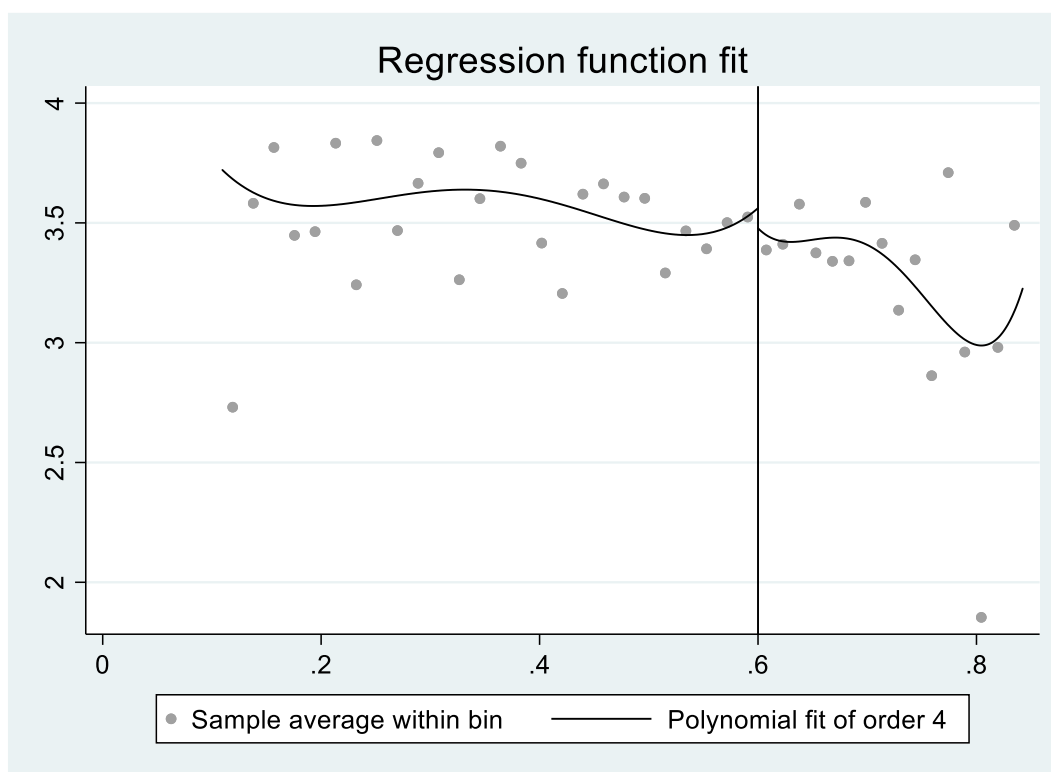
**Tabela 11** – Especificações do corte  $c = 0,6$

	À esquerda do c	À direita do c
Número de observações	665	319

Número efetivo de observações	664	319
Comprimento médio dos bins	0.019	0.015
Comprimento mediano dos bins	0.019	0.015
Número de <i>bins</i> selecionados	26	16
<i>Bins</i> IMSE – ótimos	4	2
<i>Bins mimicking variance</i>	26	16
Ordem do polinômio ajustado (p)	4	4
Largura de banda do polinômio (h)	0.490	0.242
Escala do número de <i>bins</i>	1.000	1.000

Fonte: Dados da DDS. Elaboração própria.

**Gráfico 3** – *Outcome*: IRA. *Running variable*: corte



Fonte: Dados da DDS. Elaboração própria.

O gráfico mostra a distribuição do indicador IRA em função da variável de corte limiar de 0,6 (linha vertical tracejada). Um polinômio de quarto grau foi usado para ajustar a densidade da variável de corte, permitindo capturar curvaturas mais complexas. Cada ponto cinza é a média de IRA em pequenos *bins* do corte. O eixo horizontal representa valor da variável corte e o eixo vertical, o valor médio do IRA. A linha vertical em 0,6 expressa o ponto de entrada no programa (tratamento).

Curvas de ajuste: à esquerda do corte, observa-se uma linha quase plana (talvez com um ligeiro declínio) em torno de  $IRA \approx 3,7$ . À direita, a linha também é praticamente horizontal, em torno de  $IRA \approx 3,6-3,8$ .

Visualmente não há um “salto” claro no nível de IRA no ponto 0,6 – as duas linhas de tendência conectam-se sem descontinuidade aparente, e as bandas de confiança valem-se umas das outras no corte. Isso ajuda a entender por que o coeficiente estimado não é estatisticamente diferente de 0.

Para testar a robustez do desenho do RDD, foram feitos testes-placebo em pontos de corte alternativos. Usou-se o ponto de corte alternativo de  $c=0,55$  e  $c=0,65$ . A ideia é para checar se aparece alguma descontinuidade espúria no IRA em pontos em que o programa não muda de *status*. Essa abordagem é fundamental para validar a credibilidade do efeito estimado no ponto real de corte de 0,6.

Para *Cutoff*  $c = 0,55$ , temos os seguintes resultados, expressos nas tabelas 12 e 13.

**Tabela 12** – Especificações do teste placebo RDD com  $c=0.55$

	À esquerda de $c$	À direita de $c$
Número de observações	510	474
Número efetivo de observações	188	219
Ordem da estimativa (p)	1	1
Ordem do viés (q)	2	2

Largura de banda da estimativa (h)	0.067	0.067
Largura de banda do viés (b)	0.113	0.113
Relação h/b	0.593	0.593
Observações únicas	461	401

Fonte: Dados da DDS. Elaboração própria.

**Tabela 13** – Resultados do RDD com  $c=0.55$

Método	Coefficiente	Erro- padrão	z	P- valor	Intervalo de confiança –95%
Convencional	-0.16537	0.20736	-0.7975	0.425	-0.571787 a 0.241056
Robusto	-	-	-0.9486	0.343	-0.703662 a 0.244688

Fonte: Dados da DDS. Elaboração própria.

A análise para o *cutoff* em 0,55 contou com uma amostra de 510 observações à esquerda e 474 à direita de 0,55 (total 984) e banda de estimação  $h \approx 0,067$  em ambos os lados. Os resultados mostram um coeficiente de  $-0,1654$  (erro-padrão= $0,2074$ ),  $z=-0,7975$  e p-valor =  $0,425$ . O “salto” estimado no IRA em 0,55 é ligeiramente negativo, mas não estatisticamente diferente de 0 ( $p \gg 0,1$ ).

Para um placebo com *cutoff*  $c = 0.65$ , temos os resultados, expressos na tabela 14.

**Tabela 14** – Teste placebo RDD com  $c = 0.65$ 

	À esquerda de $c$	À direita de $c$
Número de observações	832	152
Número efetivo de observações	239	112
Ordem da estimativa (p)	1	1
Ordem do viés (q)	2	2
Largura de banda da estimativa (h)	0.075	0.075
Largura de banda do viés (b)	0.111	0.111
Relação h/b	0.679	0.679
Observações únicas	724	138

Fonte: Dados da DDS. Elaboração própria.

Os resultados são expressos na tabela 15.

**Tabela 15** – Resultados do teste placebo RDD com  $c = 0.65$ 

Método	Coefficiente	Erro-padrão	z	Valor p	Intervalo de confiança – 95%
Convencional	-0,14861	0,27433	- 0,5417	0,588	- 0,686277 a 0,389065
Robusto	-	-	- 0,5254	0,599	- 0,827495 a 0,477631

Fonte: Dados da DDS. Elaboração própria.

O RDD com o placebo *Cutoff* em 0,65 contou com amostra de 832 observações à esquerda e 152 à direita de 0,65 (total 984), banda de estimação:  $h \approx 0,075$ . Os resultados indicam um coeficiente de -0,1486 (erro-padrão=0,2743),  $z = -0,5417$ , valor-p=0,588, não significativo estatisticamente. Ambos os intervalos de confiança incluem o valor zero, indicando que não há evidência estatística da descontinuidade do IRA em  $c=0,65$ .

Os testes-placebo mostram que não há saltos artificiais no IRA em pontos em que não deveria haver mudança de tratamento. Nenhum indício de descontinuidade no IRA em 0,65 foi encontrado (coeficiente pequeno e não significativo), assim como em 0,55.

Assim sendo, essas estimativas confirmam que não existe nenhum efeito espúrio no IRA em *cutoffs* falsos, fortalecendo a credibilidade de qualquer salto que poderia ter sido encontrado em  $c=0,6$ . Contudo, não foi encontrado também em  $c=0,6$ .

## 6 CONCLUSÃO

A avaliação de impacto de políticas públicas é ferramenta essencial para garantir que os recursos públicos sejam alocados de forma eficiente, transparente e racional. Em um cenário de crescente demanda por prestação de contas e otimização orçamentária, estudos rigorosos de avaliação, como o RDD, fornecem subsídios objetivos sobre se as iniciativas cumpriram seus objetivos ou não. Além disso, ao identificar com clareza os efeitos causais – isolando-os de vieses de seleção e variáveis de confusão –, essas avaliações atuam como base empírica para a melhoria contínua de programas sociais. No contexto de ensino superior, em que as desigualdades socioeconômicas se refletem diretamente na trajetória acadêmica e profissional dos estudantes, o uso de metodologias robustas permite não apenas aferir resultados, mas também aprimorar a concepção e a implementação das políticas de assistência estudantil.

Esse enfoque na avaliação constitui um passo decisivo para a consolidação de uma cultura de políticas públicas orientadas por evidências, que vai além do mero cumprimento de metas burocráticas e se volta para os verdadeiros desdobramentos das intervenções sobre a vida dos beneficiários. Quando governos, universidades e entidades de fomento internalizam práticas avaliativas regulares, elas deixam de ser exceções e passam a ser parte integrante do ciclo de formulação, execução e revisão de políticas.

Na análise do Programa de Auxílio Socioeconômico da Universidade de Brasília, com corte temporal em 2019 e amostra composta pelos 984 estudantes que pleitearam o benefício, utilizou-se o RDD *sharp* para explorar o ponto de corte de *score* igual a 0,6 como critério de elegibilidade. Os resultados da análise indicam que a descontinuidade no IRA ao redor desse limiar não foi estatisticamente significativa, tanto no modelo básico quanto após a inclusão de sete covariáveis socioeconômicas. Testes de manipulação (McCrary, 2008) e placebos em cortes alternativos reforçaram a robustez do desenho empírico, provando que não houve manipulação sistemática dos *scores* pelos candidatos. Testes-placebo com cortes falsos (em 0,55 e 0,65) foram empreendidos para verificar se haveria saltos artificiais no IRA em pontos em que não deveria haver mudança de tratamento. Em suma, o PASE não apresentou impacto positivo estatisticamente detectável sobre o rendimento acadêmico dos discentes próximos ao limiar de elegibilidade em 2019.

A utilização de dados administrativos fornecidos pelo DDS mostrou-se útil ao trabalho; entretanto, percebemos uma fragilidade no sistema de cálculo da pontuação final

da avaliação socioeconômica. Ainda que não tenham sido encontradas evidências de manipulação dos dados do *score* pelos discentes, há um componente sensível à subjetividade da equipe que analisa os casos. Um ajuste na fórmula de pontuação poderia ser executado, incluindo-se: variáveis preditivas de sucesso acadêmico, como carga horária de trabalho remunerado e envolvimento com atividades de pesquisa e extensão; utilização de outros indicadores de vulnerabilidade além da renda *per capita*, como o tempo de deslocamento até a instituição de ensino.

Apesar do aumento do aporte financeiro para a assistência estudantil desde a publicação do Pnaes, apenas três universidades federais – incluindo-se a UnB entre essas três –, avaliavam seus programas internos. O aumento na população de graduandos e do orçamento da Universidade de Brasília não foi acompanhado pelo aumento nas dotações orçamentárias do programa, o que expõe um descompasso entre as boas intenções e a realidade material, sendo necessário alinhar o planejamento de longo prazo com estudos avaliativos e de viabilidade de expansão universitária. Pensando em orçamento e avaliação, o governo federal poderia incluir cláusula de exigência de avaliações de programas para o repasse dos recursos do Pnaes, o que condicionaria as Ifes a estimularem pesquisas nessa linha. A destinação de porcentagem mínima do orçamento da universidade para realização de pesquisas de avaliação de impacto (externas ao setor responsável pela administração dos recursos do Pnaes) poderia contribuir para a identificação de lacunas e melhoria nos desenhos e no ordenamento dos programas de assistência estudantil.

O presente estudo analisou um programa específico em um recorte temporal específico em uma universidade específica, de forma que seus resultados não devem ser generalizados para possíveis desfechos de auxílio estudantil em outras Ifes. Em estudos posteriores, poderia ser comparado o impacto sobre o rendimento acadêmico dos beneficiados de diferentes programas (moradia, auxílio alimentação etc.) e analisado o impacto econômico de tais programas (o qual se mostrou com melhor impacto econômico). A agenda de pesquisa derivada poderia expandir o recorte temporal (acompanhar ex-beneficiários do Pnaes por um período longo) e integrar outras bases de dados (como RAIS- Relação Anual de Informações Sociais) buscando-se impactos de longo prazo sobre a população tratada e verificar se o recebimento de auxílios estudantis teve impacto sobre renda futuras e na mobilidade social.

Questões ligadas à heterogeneidade dos discentes poderão ser exploradas em estudos posteriores. Para especificar ainda mais as comparações do grupo controle



poderia ser aplicado um Teste de Dunnett ao redor dos limiares de interesse, o que auxiliaria na investigação de como as heterogeneidades internas do grupo podem se relacionar com o desempenho do programa.

Até mesmo diante da não significância estatística dos resultados encontrados, ao basearmos nossos esforços em dados objetivos e metodologias de avaliação rigorosas, esperamos que o estudo tenha contribuído para a disseminação da cultura de avaliação de políticas públicas por parte dos agentes que integram o Estado.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ATTANASIO, O. *et al.* **Long Term Effects of Cash Transfer Programs in Colombia.** New Haven: for Cowles Foundation Research in Economics, 2021. (Cowles Foundation Discussion Paper, n. 2293).

ÁVILA, J. ;TERRA, R. The Heterogeneous Effects of Student Loans on College Enrollment and Degree Attainment. *In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMIA DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMETRIA (SBE)*, 45., 2023, Rio de Janeiro. **Anais [...]**. Rio de Janeiro: SBE, 2023.

BARBOSA, G.; FERREIRA, D.; NUNES, E.. Desigualdades raciais na educação brasileira. *In: FRANÇA, M.; PORTELA, A. (Org.). Números da discriminação racial: desenvolvimento humano, Equidade e Políticas Públicas.* São Paulo: Jandaíra, 2023. cap. 8.

BECKER, G. S. **Human Capital:** a theoretical and empirical analysis, with special reference to education. 2nd. ed. New York: NBER, 1975.

BETTINGER, E. **How Financial Aid Affects Persistence.** Cambridge, MA: NBER, 2002. (NBER Working Paper, n. 10242.)

BETTINGER, E. Need-Based Aid and College Persistence: the effects of the Ohio College Opportunity Grant. **Educational Evaluation and Policy Analysis**, v. 37, n. 1S, p. 102S-119S, 2015.

BETTINGER, E. *et al.* The Long-Run Impacts of Financial Aid: evidence from California's Cal Grant. **AEJ: Economic Policy**, v. 11, n. 1, p. 64-94, 2004.

BRANDÉN, G. **Replacing Student Grants with Loans:** evidence from a Swedish policy reform. Uppsala: Ifau, 2002. (Ifau Working Paper).

CALONICO, S. *et al.* Regression Discontinuity Designs Using Covariates. **Review of Economics and Statistics**, v. 101, n. 3, p. 442-451, 2019.

CARD, D.; SOLIS, A. Measuring the Effect of Student Loans on College Persistence. **Education Finance and Policy**, v. 17, n. 2, p. 335-366, 2022.

CEPALUNI, G.; DRISCOLL, A. Do Conditional Cash Transfers Improve Intergenerational Gains in Educational Achievement? Evidence from Brazil's Bolsa Familia Program. **World Development**, v. 187, Mar. 2025. Disponível em:

<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0305750X2400322X?via%3Dihub>.

CONTROLADORIA-GERAL DA UNIÃO (CGU). **Relatório consolidado Pnaes**. Brasília: CGU, 2017.

GLEWWE, P.; KASSOUF, A. L. The Impact of the Bolsa Escola/Familia Conditional Cash Transfer Program on Enrollment, Dropout Rates and Grade Promotion in Brazil. **Journal of development Economics**, v. 97, n. 2, p. 505-517, 2012.

IMBENS, G. W.; LEMIEUX, T. Regression Discontinuity Designs: a guide to practice. **Journal of Econometrics**, v. 142, n. 2, p. 615-635, 2008.

LÉPINE, A. Financial Aid and Student Performance in College: evidence from Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 38, n. 2, p. 221, 2019.

LOCHNER, L.; MONGE-NARANJO, A. Credit Constraints in Education. **Annual Review of Economics**, v. 4, n. 1, p. 225-256, 2012.

MACHADO, G. C.; OLIVEIRA, C. A.; FREITAS, T. A. Avaliação do impacto dos benefícios de assistência estudantil sobre o desempenho acadêmico: o caso da Universidade Federal do Rio Grande. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 55, p. 27-59, jul./set. 2020. DOI: [10.38116/ppp55art2](https://doi.org/10.38116/ppp55art2).

MCCRARY, J. Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: a density test. **Journal of Econometrics**, v. 142, n. 2, p. 698-714, 2008.

MUGNAINI JUNIOR, A.; CUNHA, M. Impacto das cotas no desempenho de estudantes no curto e no longo prazo. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 64, p. 51-78, 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp64art2>.

NUNES, E. *et al.* Desigualdade racial na renda brasileira. *In*: FRANÇA, M.; PORTELA, A. (Org.). **Números da discriminação racial: desenvolvimento humano, equidade e políticas públicas**. São Paulo: Jandaíra, 2023. cap. 6.

SACCARO, A.; WALTENBERG, F. Análise da evasão de alunos de cursos da educação a distância e presenciais da coorte de 2010 no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 54, n. 2, p. 9-45, ago. 2024. DOI: <https://dx.doi.org/10.38116/ppe54n2art1>.

SACCARO, A.; FRANÇA, M. T. A.; JACINTO, P. A. Retenção e evasão no ensino superior brasileiro: uma análise dos efeitos da Bolsa Permanência do Pnaes. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 44., 2018. **Anais** [...], 2018.

SACCARO, A. *et al.* Dropout in Tertiary Education in Brazil: an analysis of the effects of the Pnaes Bolsa Permanência. **EconomiA**, v. 21, n. 3, p. 407-442, 2020. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1517758020300606>.

SILVA, P. T. F. E.; SAMPAIO, L. M. B. Políticas de permanência estudantil na educação superior: reflexões de uma revisão da literatura para o contexto brasileiro. **Revista de Administração Pública**, v. 56, n. 5, p. 603-631, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/0034-761220220034>.